

■ Finanzzyklen im Euroraum

In der Folge der globalen Finanz- und Wirtschaftskrise sind zyklische Schwankungen im Finanzsystem zunehmend in den Fokus der wissenschaftlichen und wirtschaftspolitischen Diskussion gerückt. Mit dem Begriff „Finanzzyklen“ bezeichnet man dabei üblicherweise mittelfristige, das heißt über die Dauer von Konjunkturzyklen hinausgehende gemeinsame Auf- und Abwärtsbewegungen von Kreditaggregaten und Vermögenspreisen. Finanzzyklen werden in der wissenschaftlichen Literatur häufig als das Ergebnis sich gegenseitig verstärkender Wechselwirkungen zwischen der Bewertung von Vermögensanlagen und der Risikowahrnehmung im Finanzsystem gesehen, die zu ausgeprägten Auf- und Abschwüngen der Finanzmarktvariablen und damit auch zu einer größeren Verwundbarkeit der Volkswirtschaft führen können.

Es gibt weder eine einzige allgemein akzeptierte theoretische Fundierung, noch eine dominierende Messmethode für Finanzzyklen. In diesem Beitrag werden anhand von Methoden aus dem Bereich der Frequenzanalyse Charakteristika der Finanzzyklen in ausgewählten Euroraum-Ländern analysiert. Dazu werden Zeitreihen für Kreditaggregate und Immobilienpreise verwendet, deren Dynamik häufig als repräsentativ für Finanzzyklen angesehen wird. Im Fokus steht der länderübergreifende Gleichlauf von Finanzzyklen im Euroraum. Dabei geht es vorrangig um die Frage, ob Kredite und Immobilienpreise in Ländern des Euroraums länderübergreifenden Zyklen folgen. Die Flexibilität des gewählten empirischen Ansatzes erlaubt es, Veränderungen dieser Zusammenhänge im Zeitablauf und in Abhängigkeit von der Schwingungslänge zu untersuchen.

Im ersten Schritt wird eine Kohäsionsanalyse durchgeführt: Sie zeigt, dass länderübergreifende Finanzzyklen im Euroraum für die Dynamik der Kredite und Immobilienpreise in den einzelnen Ländern eine geringere Rolle spielen als der gemeinsame Euroraum-Konjunkturzyklus für die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts (BIP). Dieses Ergebnis spricht dafür, die makroprudenzielle Politik im Euroraum auf die Entwicklungen in den einzelnen Mitgliedsländern auszurichten.

Im zweiten Schritt folgt eine detailliertere Analyse der länderspezifischen Zyklen und ihres länderübergreifenden Gleichlaufs. Sie zeigt, dass Schwankungen im Wachstum der Kredite an private Haushalte in Deutschland schwächer mit dem Durchschnitt der anderen untersuchten Euroraum-Länder synchronisiert sind, als dies für die anderen Länder der Fall ist. Zudem sind die Schwankungen des Immobilienpreiswachstums in Deutschland deutlich geringer als in den anderen Ländern.

Die Analyse des Zusammenhangs zwischen realwirtschaftlichen Zyklen und Finanzzyklen zeigt, dass Kreditwachstum, Immobilienpreisinflation und reales BIP-Wachstum in den einzelnen untersuchten Ländern gemeinsamen Zyklen unterliegen. Finanzzyklen und realwirtschaftliche Zyklen sind somit nicht als unabhängige Phänomene zu betrachten, sondern stehen miteinander in einem Zusammenhang. Es ist daher wahrscheinlich, dass makroprudenzielle Politikmaßnahmen auch realwirtschaftliche Auswirkungen haben. In diesem Fall kann es auch zu Wechselwirkungen zwischen makroprudenzieller Politik und Geldpolitik kommen.

■ Einleitung

Zyklischer Aufbau von Risiken im Finanzsystem erhöht Verwundbarkeit

Nach der globalen Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 sind zyklische Schwankungen im Finanzsystem in der öffentlichen und wissenschaftlichen Wahrnehmung stärker in den Vordergrund getreten. Die Finanzkrise hat in Erinnerung gerufen, dass in einer ausgeprägten finanziellen Aufschwungphase Marktteilnehmer dazu tendieren können, zu hohe Risiken einzugehen und den Risikogehalt der Finanzanlagen zu unterschätzen. Dies kann über daraus resultierende weiter steigende Vermögenspreise zu einer übermäßigen Verschuldung der Haushalte und Unternehmen führen. Entkoppeln sich im Extremfall die Preise von Vermögenswerten und das Kreditwachstum weitgehend von den zugrunde liegenden Fundamentalfaktoren, so können schon kleine Störungen im Finanzsystem oder in der Realwirtschaft zu einem deutlichen und abrupten Anstieg der Risikoaversion sowie zu einem Platzen der Vermögenspreisblase führen. Finanzinstitute, die zuvor den kreditgetriebenen Anstieg der Vermögenspreise finanziert haben, werden gezwungen, ihre stark gewachsenen Bilanzen zu schrumpfen. Dies zieht in der Regel eine Kreditverknappung für Unternehmen und Haushalte sowie einen durch Notverkäufe getriebenen Vermögenspreisrückgang nach sich, verbunden mit erheblichen Kosten für die Realwirtschaft.¹⁾

Empirischer Zusammenhang zwischen Finanzzyklen und Finanzkrisen

Gemeinsame Auf- und Abwärtsbewegungen von Kreditaggregaten und Vermögenspreisen, wie etwa Immobilienpreisen, werden allgemein als „Finanzzyklen“ bezeichnet.²⁾ Diese sind tendenziell länger als Konjunkturzyklen.³⁾ Zudem zeigen die Ergebnisse zahlreicher empirischer Untersuchungen, dass die Synchronisation von Kreditzyklen und Zyklen von Vermögenspreisen über Länder hinweg im Zeitablauf zugenommen hat.⁴⁾ Zwar treten Boomphasen bei den Vermögenspreisen, getrieben durch eine übermäßige Zunahme der Kredite wie vor der Finanzkrise 2008/2009, nur selten auf. Eine derartige exzessive Ausprägung des Finanzzyklus mündet jedoch meist in einer Finanzkrise.⁵⁾ Zu-

dem fallen Rezessionen, die mit Finanzkrisen einhergehen, üblicherweise stärker aus.⁶⁾ Informationen über den Finanzzyklus sind entsprechend bedeutsam für eine Bewertung von Risiken für die Finanzstabilität.

Der Finanzzyklus ist allerdings weder einheitlich definiert, noch gibt es eine allgemein anerkannte Methode für seine Messung. In der wissenschaftlichen Literatur werden Finanzzyklen meist als das Ergebnis sich gegenseitig verstärkender Wechselwirkungen zwischen der Bewertung von Vermögensanlagen und der Risikowahrnehmung im Finanzsystem verstanden, die zu ausgeprägten Auf- und Abschwungphasen der Kredite und Vermögenspreise führen kön-

Finanzzyklen werden als Ergebnis von Selbstverstärkungsprozessen interpretiert

¹ Vgl. z.B.: M. Brunnermeier (2009), Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007–2008, *Journal of Economic Perspectives*, 23, S. 77–100.

² Vgl.: M. Drehmann, C. Borio und K. Tsatsaronis (2012), Characterising the Financial Cycle: Don't Lose Sight of the Medium Term, *BIS Working Papers* 380; D. Aikman, A. Haldane und B. Nelson (2013), Curbing the Credit Cycle, *The Economic Journal*, 125, S. 1079–1109; sowie Y. Schüller, P. Hiebert und T. Peltonen (2017), Coherent Financial Cycles for G-7 Countries: Why Extending Credit Can Be an Asset, *ESRB Working Paper* 43.

³ Vgl.: Drehmann et al. (2012), a.a.O.; S. Claessens, M. Kose und M. Terrones (2011), *Financial Cycles: What? How? When?*, NBER International Seminar on Macroeconomics, 7, University of Chicago Press, S. 303–344; sowie Aikman et al. (2013), a.a.O.

⁴ Siehe z.B.: Aikman et al. (2013), a.a.O.; Claessens et al. (2011), a.a.O.; B. Meller und N. Metiu (2017), The Synchronization of Credit Cycles, *The Journal of Banking & Finance*, 82, S. 98–111; sowie T. Strohsal, C. Proaño und J. Wolters (2015a), How Do Financial Cycles Interact? Evidence From the US and UK, *SFB 649 Discussion Paper* 2015–024, Humboldt-Universität zu Berlin.

⁵ Vgl. z.B.: C. Reinhart und K. Rogoff (2009), *This Time is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton University Press; P. Gourinchas und M. Obstfeld (2012), Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4, S. 226–265; sowie M. Schularick und A. Taylor (2012), Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870–2008, *American Economic Review*, 102, S. 1029–1061. Zur Kritik letztgenannter Analyse siehe: S. Baker, D. López-Salido und E. Nelson (2018), The Money View Versus the Credit View, *International Finance and Economics Discussion Paper* 2018–042, Board of Governors of the Federal Reserve System.

⁶ Vgl. z.B.: M. Hutchinson und I. Noy (2005), How Bad are Twins? Output Costs of Currency and Banking Crises, *Journal of Money, Credit and Banking*, 37, S. 725–752; S. Claessens, A. Kose und M. Terrones (2012), How do Business and Financial Cycles Interact?, *Journal of International Economics*, 87, S. 178–190; sowie O. Jorda, M. Schularick und A. Taylor (2015), Leveraged Bubbles, *Journal of Monetary Economics*, 76, S. S1–S20.

nen.⁷⁾ Diese werden durch verschiedene Unvollkommenheiten sowie Verzerrungen an den Finanzmärkten, etwa Informationsasymmetrien, Liquiditäts- und Finanzierungsengpässe oder verzerrte Erwartungen erklärt.⁸⁾ Beim Vorliegen solcher Finanzmarktunvollkommenheiten kann ein Abschwung im Finanzzyklus mit einem Konjunkturrückgang einhergehen, oder sogar diesen verstärken, was im Extremfall in eine Finanzkrise münden kann.

Makroprudenziale Politik als eigenständiger Politikbereich

Mit der globalen Finanzkrise 2008/2009 änderte sich das bis dahin verbreitete Paradigma, dass es zur Wahrung der Stabilität des Finanzsystems genügen würde, wenn die mikroprudenziale Aufsicht die Stabilität einzelner Finanzinstitute im Blick hat. Diese Sichtweise versperrt jedoch den Blick für Risiken, die die Stabilität des Finanzsystems als Ganzes gefährden. Unter dem Eindruck der Erfahrungen aus der Krise wurde die „makroprudenziale“ Politik als eigenständiges Politikfeld geschaffen. Diese hat zum Ziel, die Widerstandsfähigkeit des Finanzsystems gegenüber systemischen Risiken zu erhöhen und zu vermeiden, dass die Marktteilnehmer im Aggregat übermäßige Risiken eingehen.⁹⁾

Der vorliegende Beitrag geht der Frage nach, ob ausgewählte Euroraum-Länder einen gemeinsamen Finanzzyklus aufweisen und wie stark ausgeprägt dieser ist. Darüber hinaus wird die Beziehung zwischen Finanzzyklen und realwirtschaftlichen Zyklen untersucht.

Finanzzyklus nicht durch eine einzelne Variable ausreichend charakterisierbar

Bei der empirischen Messung des Finanzzyklus dienen in der Regel herkömmliche Methoden zur Abschätzung des Konjunkturzyklus als Ausgangspunkt. In der Konjunkturanalyse versteht man unter Zyklen üblicherweise mehr oder weniger regelmäßig auftretende Schwankungen um einen langfristigen Wachstumstrend des BIP. Allerdings lassen sich Finanzzyklen nicht durch eine einzelne wirtschaftliche Variable charakterisieren. So wie der Konjunkturzyklus als gemeinsame Schwankung einer Vielzahl von Variablen (z. B. Wirtschaftsaktivität, Einkommen und Beschäftigung, auch in verschiedenen Sek-

toren der Volkswirtschaft) zu verstehen ist,¹⁰⁾ ist auch der Finanzzyklus ein multivariates Phänomen, und dieses umfasst als solches gemeinsame Schwankungen verschiedener Finanzmarktvariablen und Vermögenspreise. Analog zum Konjunkturzyklus hat auch der Finanzzyklus eine binnenwirtschaftliche und eine länderübergreifende Dimension,¹¹⁾ das heißt, er kann gemeinsame Zyklen in Finanzmarktvariablen und Vermögenspreisen innerhalb einer Volkswirtschaft, aber auch über Volkswirtschaften hinweg umfassen.

Die Auswahl der Variablen, welche den Finanzzyklus ausreichend charakterisieren, ist im Vergleich zum Konjunkturzyklus stärker umstritten. Am einen Ende des Spektrums steht die Reduktion des Finanzzyklus auf Schwankungen von Kreditaggregaten.¹²⁾ Am anderen Ende steht die Verwendung einer großen Zahl finanzieller Daten und von Vermögenspreisen – wie zum Beispiel Zinssätze, Aktienkurse, Immobilienpreise und so

Analysen konzentrieren sich auf Kreditaggregate und Immobilienpreise

7 Vgl.: T. Adrian und H. Shin (2010), Liquidity and Leverage, *Journal of Financial Intermediation*, 19, S. 418–437; C. Borio (2014), The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt?, *Journal of Banking and Finance*, 45, S. 182–198; sowie T. Adrian und H. Shin (2014), Procyclical Leverage and Value-at-Risk, *Review of Financial Studies*, 27, S. 373–403.

8 Vgl. z. B.: N. Kiyotaki und J. Moore (1997), Credit Cycles, *Journal of Political Economy*, 105, S. 211–248; B. Bernanke, M. Gertler und S. Gilchrist (1999), The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework, *Handbook of Macroeconomics*; Aikman et al. (2013), a. a. O.; sowie K. Adam, J. Beutel und A. Marcet (2017), Stock Price Booms and Expected Capital Gains, *American Economic Review*, 107, S. 2352–2408.

9 Vgl.: C. Buch, J. Reich und B. Weigert (2016), Makroprudenziale Politik, *Wirtschaftsdienst*, 96, S. 557–562.

10 Vgl. die Standarddefinition von Konjunkturzyklen in: A. Burns und W. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research, New York.

11 Zu internationalen Konjunkturzyklen siehe z. B.: M. Kose, C. Otrok und C. Whiteman (2003), *International Business Cycles: World, Region and Country-Specific Factors*, *American Economic Review*, 93, S. 216–239.

12 Vgl. z. B.: Aikman et al. (2013), a. a. O.; L. Kurowski und K. Rogowicz (2018), Are Business and Credit Cycles Synchronised Internally or Externally?, *Economic Modelling*, 74, S. 124–141; sowie B. Meller und N. Metiu (2017), a. a. O.

weiter.¹³⁾ Die Mehrzahl der Studien bewegt sich zwischen diesen Extremen und nutzt eine kleine Anzahl von Variablen, die die Wechselwirkungen zwischen Kreditaggregaten und Vermögenspreisen adäquat abbilden können. Generell ist zu beachten, dass die Auswahl der Referenzvariablen einen erheblichen Einfluss auf die Charakteristika eines aus den beobachteten Daten geschätzten Finanzzyklus haben kann.¹⁴⁾ In der Literatur werden gemeinsame Schwingungen in den Krediten an den privaten nicht finanziellen Sektor und in den Immobilienpreisen häufig als informativ für den Finanzzyklus angesehen, da Risiken für die Finanzstabilität insbesondere durch kreditgetriebene Immobilienpreisblasen entstehen können.¹⁵⁾ Die empirische Anwendung in diesem Beitrag verwendet daher Kreditaggregate und Immobilienpreise.¹⁶⁾

Neben der Auswahl der Referenzvariablen muss auch ein geeignetes Verfahren zur Zerlegung der Zeitreihen finanzieller Variablen in Trend- und Zykluskomponenten (kurz „Detrending“) festgelegt werden. Es gibt eine Vielzahl verschiedener Detrending-Verfahren, die sich bezüglich der Anzahl der zugrunde liegenden Variablen, dem Grad der theoretischen Fundierung und der Annahmen über die Eigenschaften des Trends und seine Beziehung zur zyklischen Komponente (z. B. linear oder nicht linear) unterscheiden.¹⁷⁾ Die wohl am häufigsten eingesetzten Ansätze zur Messung des Finanzzyklus basieren auf univariaten Wendepunktanalysen oder Methoden zur Filterung der Daten, die zur Bestimmung von Konjunkturzyklen entwickelt wurden.¹⁸⁾ Diese Methoden sind weitestgehend annahmegetrieben und erlauben es nicht, die bestehenden Hypothesen bezüglich der Eigenschaften des Finanzzyklus zu testen.¹⁹⁾ Bei der Anwendung von Filtern muss beispielsweise a priori die für den Finanzzyklus relevante Frequenz angegeben werden. Der Fokus dieses Aufsatzes liegt deshalb auf einem sehr viel flexibleren, multivariaten Ansatz (Wavelet-Analyse), der es ermöglicht, gemeinsame Zyklen in verschiedenen Variablen zu erkennen und die für diese Zyklen relevanten Frequenzbereiche aus den Daten heraus zu bestimmen.

Durch den flexiblen ökonometrischen Ansatz können somit die Charakteristika des Finanzzyklus in Form robuster „stilisierter Fakten“ systematisiert werden. Darunter versteht man ver-

*Empirische
Analysen liefern
stilisierte Fakten*

13 Kredite, Immobilienpreise und Aktienkurse verwenden z. B. Europäische Kommission (2018), Financial Cycle in Euro Area, Quarterly Report of the Euro Area, 17(2), S. 17–30; Drehmann et al. (2012), a. a. O.; T. Strohsal, C. Proaño und J. Wolters (2015b), Characterising the Financial Cycle: Evidence from a Frequency Domain Analysis, Diskussionspapier der Deutschen Bundesbank, Nr. 22/2015; sowie F. Verona (2016), Time-Frequency Characterization of the U.S. Financial Cycle, Economics Letters, 144, S. 75–79. Beispiele für Papiere mit einer relativ breiten Variablenauswahl sind D. Kunovac, M. Mandler und M. Scharnagl (2018), Financial Cycles in Euro Area Economies: A Cross-Country Perspective, Diskussionspapier der Deutschen Bundesbank, Nr. 04/2018; M. Mandler und M. Scharnagl (2018), Financial Cycles Across G7 Economies: A View from Wavelet Analysis, Mimeo; G. Rünstler et al. (2018), Real and Financial Cycles in EU Countries, Occasional Paper Series, No. 205, Europäische Zentralbank; Y. Schüler, P. Hiebert und T. Peltonen (2015), Characterising the Financial Cycle: A Multivariate and Time-Varying Approach, ECB Working Paper 1846; sowie Schüler et al. (2017), a. a. O.

14 Siehe z. B.: Europäische Kommission (2018), a. a. O.

15 Vgl. z. B.: Jorda et al. (2015), a. a. O.

16 Siehe z. B.: C. Borio (2014), a. a. O.; oder Drehmann et al. (2012), a. a. O. Weitere Analysen mit Kreditaggregaten und Immobilienpreisen sind z. B. Claessens et al. (2011), a. a. O.; G. Galati, I. Hindrayanto, S. Koopman und M. Vlekke (2016), Measuring Financial Cycles in a Model-Based Analysis: Empirical Evidence for the United States and the Euro Area, Economics Letters, 145, S. 83–87; G. Rünstler und M. Vlekke (2018), Business, Housing, and Credit Cycles, The Journal of Applied Econometrics, 33, S. 212–226; Strohsal et al. (2015a), a. a. O.; sowie V. Voutilainen (2017), Wavelet Decomposition of the Financial Cycle: An Early Warning System for Financial Tsunamis, Bank of Finland, Research Discussion Paper 11–2015.

17 Vgl.: F. Canova (2007), Methods of Applied Macroeconomic Research, Princeton University Press, Kapitel 3.

18 Vgl.: R. Hodrick und E. Prescott (1997), Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, Journal of Money, Credit and Banking, 29, S. 1–16; M. Baxter und R. King (1999), Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, Review of Economics and Statistics, 81, S. 575–593; D. Harding und A. Pagan (2002), Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation, Journal of Monetary Economics, 49, S. 365–381; sowie L. Christiano und T. Fitzgerald (2003), The Band Pass Filter, International Economic Review, 44, S. 435–465.

19 Zu weiteren zur Verfügung stehenden statistischen Detrending-Verfahren zählen insbesondere die Beveridge-Nelson-Zerlegung, die Unobserved-Components-Zerlegung und (Markov-)Regimewechsel-Modelle. Vgl.: S. Beveridge und C. Nelson (1981), A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle, Journal of Monetary Economics, 7, S. 151–174; J. Valle e Azevedo, S. Koopman und A. Rua (2006), Tracking the Business Cycle of the Euro Area: A Multivariate Model Based Bandpass Filter, Journal of Business and Economic Statistics, 24, S. 278–290; sowie J. Hamilton (1989), A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, Econometrica, 57, S. 357–384.

schiedene charakteristische Eigenschaften der Zyklen, wie etwa die durchschnittliche Zykluslänge und Schwingungsbreite, die Wechselwirkung zwischen dem Finanzzyklus und realwirtschaftlichen Zyklen und das Zusammenspiel zwischen Finanzzyklen über Länder hinweg. Die Analysen können nur deskriptive Ergebnisse liefern und Korrelationen zwischen Variablen beschreiben. Unmittelbare Aussagen über kausale Wirkungszusammenhänge erlauben sie dagegen nicht. Zur Ableitung von Kausalbeziehungen bedarf es struktureller Modelle, die theoretisch begründete Restriktionen beinhalten und die über eine reine Beschreibung hinausgehen. Aus deskriptiven Analysen gewonnene stilisierte Fakten können jedoch als Leitfaden für tiefer gehende Analysen und die Entwicklung solcher Modelle dienen.

■ Wie misst man Finanzzyklen?

Finanzzyklen lassen sich nicht direkt beobachten und müssen folglich geschätzt werden. Generell kann jede Zeitreihe als Summe einer Vielzahl von Zyklen mit unterschiedlichen Schwingungslängen dargestellt werden (siehe dazu die Ausführungen auf S. 60 ff.). Ein stilisierter Fakt aus der empirischen Literatur zu Kredit- und Immobilienpreiszyklen ist, dass die Länge ihrer quantitativ bedeutsamsten zyklischen Komponenten diejenige von Konjunkturzyklen übersteigt, wobei für Konjunkturzyklen üblicherweise eine Länge von bis zu acht Jahren angenommen wird.²⁰⁾

Da sich in den beobachteten Daten alle in den jeweiligen Zeitreihen enthaltenen Zyklen überlagern, müssen die mit dem Finanzzyklus verbundenen Komponenten isoliert werden. Damit diese Komponenten als Ergebnis von Finanzzyklen interpretiert werden können, muss außerdem überprüft werden, ob gemeinsame Zyklen über Länder oder verschiedene Variablen hinweg vorliegen. Ohne diese gemeinsamen Zyklen liegen dagegen idiosynkratische, das heißt variablen- und länderspezifische Zyklen

wie Kreditzyklen, Immobilienpreiszyklen und so weiter, vor.

Ein Großteil der empirischen Literatur verwendet für diese Analyse ein zweistufiges Verfahren: Im ersten Schritt werden aus den zu untersuchenden Variablen mit univariaten Filterverfahren die Zyklen mit ausgewählten Längen extrahiert. Im zweiten Schritt werden die so extrahierten Zeitreihenkomponenten dann auf ihre Charakteristika und ihre Beziehungen zueinander untersucht.

Die im ersten Schritt angewandten Filterverfahren extrahieren Komponenten mit vorher festgelegten Zykluslängen, das heißt Zyklen in einem bestimmten Frequenzintervall (siehe die Erläuterungen auf S. 62).²¹⁾ Sie sind rein statistische Verfahren und beinhalten keine Annahmen über ökonomische Strukturzusammenhänge. Eine zentrale Entscheidung bei der Verwendung von Filterverfahren für die Messung von Finanzzyklen ist die Vorabfestlegung des relevanten Frequenzbereichs, das heißt die Annahme über die zeitliche Länge der Schwingungen.

Statistische Filterverfahren zur Extraktion von Zyklen benötigen Vorabfestlegung der Zykluslänge

Finanzzyklus ist nicht direkt beobachtbar und muss geschätzt werden

²⁰ Vgl. z. B.: C. Borio (2014), a. a. O. Zur Länge von Konjunkturzyklen vgl. z. B.: M. Baxter und R. King (1996), a. a. O.

²¹ Andere häufig verwendete Ansätze sind die Wendepunktanalyse oder Trend-Zyklus-Zerlegungen mit strukturellen Zeitreihenmodellen. Die Wendepunktanalyse spielt eine wichtige Rolle für die Datierung von Konjunkturzyklen, siehe: G. Bry und C. Boschan (1971), *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, National Bureau of Economic Research, New York; sowie D. Harding und A. Pagan (2002), *Synchronization of Cycles*, *Journal of Econometrics*, 132, S. 59–79. Anwendungen dieses Ansatzes auf Finanzzyklen sind z. B.: Claessens et al. (2011), a. a. O., und Drehmann et al. (2012), a. a. O. Zu Trend-Zyklus-Zerlegungen mit strukturellen Zeitreihenmodellen siehe: A. Harvey und S. Koopman, *Multivariate Structural Time Series Models*, in: C. Heij et al. (Hrsg., 1997), *System Dynamics in Economic and Financial Models*, Wiley, New York. Diese Modelle können auch als Filteransätze interpretiert werden, wobei Trend und Zyklen jedoch parametrisch spezifiziert sind. Galati et al. (2016), a. a. O., wenden den Ansatz auf die USA, Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien und die Niederlande an. Sie extrahieren für jedes Land gemeinsame Zyklen in Immobilienpreisen und Krediten bzw. dem Kredit-BIP-Verhältnis. G. Rünstler und M. Vlekke (2018), a. a. O., erweitern diese Analyse auf gemeinsame Zyklen in Immobilienpreisen, Krediten und dem realen BIP. Siehe dazu auch Abschnitt 3 in Rünstler et al. (2018), a. a. O.

Frequenzanalyse und Bandpass-Filter

Die im vorliegenden Aufsatz verwendete Wavelet-Analyse ist eine Methode aus dem Bereich der Frequenz- oder Spektralanalyse. Die Zeitreihenanalyse im Frequenzbereich ist eine alternative Perspektive zur gebräuchlicheren Analyse im Zeitbereich.¹⁾

Beide Perspektiven ergänzen sich und stellen unterschiedliche Aspekte der Zeitreihen in den Vordergrund: Im Zeitbereich interpretiert man eine Zeitreihe als Summe aktueller und vergangener zufälliger Komponenten (unabhängig und identisch normalverteilte Störgrößen).²⁾ Im Frequenzbereich zerlegt man eine Zeitreihe in periodische, das heißt sich zyklisch wiederholende Funktionen. Die Zerlegung ermöglicht es, die Bedeutung von Zyklen für die jeweilige Zeitreihe zu analysieren.

Das Konzept von Zyklen mit unterschiedlichen Frequenzen veranschaulicht die Abbildung auf Seite 61. Sie zeigt mit y_1 und y_2 zwei Sinusfunktionen $y_t = \sin(\omega t)$ mit unterschiedlichen Frequenzen (ω). Frequenz und Zykluslänge (T) stehen definitorisch in einer inversen Beziehung $\omega = 2\pi/T$ zueinander: Der erste Zyklus hat eine Länge von vier Perioden (für vierteljährliche Daten ein Jahr) und somit eine Frequenz von $2\pi/4 = 1,57$, der zweite Zyklus hat eine Dauer von 12 Beobachtungen (für vierteljährliche Daten drei Jahre) und somit eine Frequenz von $2\pi/12 = 0,52$. Der kürzeste mögliche (nicht abgebildete) Zyklus hat eine Länge von zwei Beobachtungen, was einer Frequenz von $2\pi/2 = \pi$ impliziert.

Zyklen können sich nicht nur hinsichtlich ihrer Frequenz, sondern auch in ihrer Amplitude oder ihrer Phase unterscheiden. Das Beispiel in der Abbildung auf Seite 61 zeigt zwei weitere Zyklen der allgemeinen Form

$y_t = A \cdot \sin(\omega t + \varphi)$. A stellt die Amplitude dar, das heißt die Größe der Ausschläge der Schwingung, und φ die Phase, das heißt die horizontale Verschiebung von y_t im Vergleich zu einer normalen Sinusfunktion.

y_3 ist eine Sinusschwingung mit derselben Frequenz wie y_1 , aber einer Amplitude von $A = 1/2$. Sie zeigt im Vergleich zu y_1 nur halb so große Ausschläge. y_4 hat dieselbe Frequenz und Amplitude wie y_1 , weist aber im Vergleich zu y_1 eine Phasenverschiebung von $\pi/2$, das heißt einen Vorlauf um eine Periode auf.³⁾

Die Frequenzanalyse basiert auf der Idee, dass eine Zeitreihe grundsätzlich als Summe einer Vielzahl von Zyklen mit unterschiedlichen Schwingungslängen dargestellt werden kann. Dies wird durch die sogenannte Spektraldarstellung einer kovarianzstationären Zeitreihe Y_t wiedergegeben:

$$Y_t = \mu + \int_0^\pi [\alpha(\omega) \cos(\omega t) + \delta(\omega) \sin(\omega t)] d\omega$$

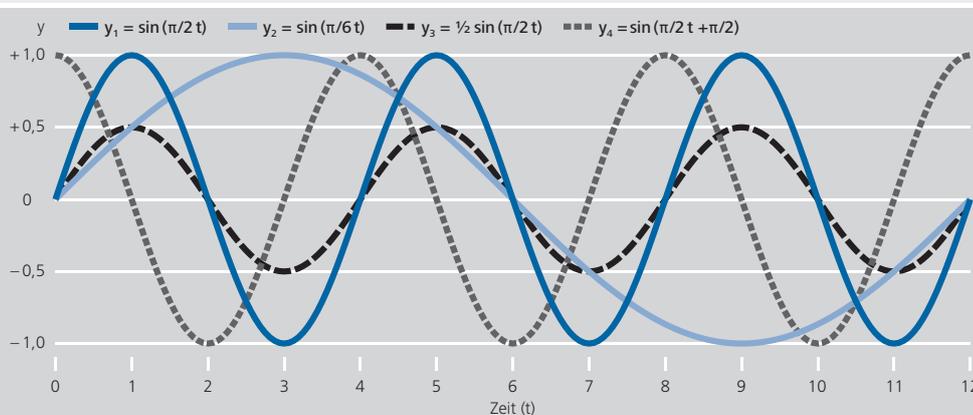
μ ist der Mittelwert von Y_t und ω wie zuvor die Frequenz (im Intervall zwischen 0 und π). $\alpha(\omega)$ und $\delta(\omega)$ sind frequenzabhängige Gewichte, die bestimmen, welche Bedeutung ein Zyklus mit einer bestimmten Frequenz für die Entwicklung der Zeitreihe im Vergleich zu Zyklen anderer Frequenzen hat.

1 Für eine Einführung in die Spektralanalyse siehe z. B.: J. Hamilton (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, Kap. 6; sowie R. Schlittgen (2015), *Angewandte Zeitreihenanalyse mit R*, 3. A., De Gruyter Oldenbourg, München.

2 Vgl. z. B.: J. Hamilton (1994), a. a. O., Kap. 4. Die folgende Diskussion bezieht sich auf kovarianzstationäre Zeitreihen.

3 Eine Phasenverschiebung von φ impliziert eine Verschiebung um φ/ω Beobachtungen im Vergleich zu einer Sinusschwingung mit derselben Frequenz, da $\sin(\omega t + \varphi) = \sin\left(\omega\left(t + \frac{\varphi}{\omega}\right)\right)$.

Sinusschwingungen mit verschiedenen Amplituden, Frequenzen und Phasen



Deutsche Bundesbank

Ein wichtiges Instrument der Frequenzanalyse ist das sogenannte (Power-)Spektrum. Mit seiner Hilfe kann man die Frequenzen der Zyklen bestimmen, die für den Verlauf einer Zeitreihe besonders wichtig sind. Das Power-Spektrum der Zeitreihe y_t ist eine Funktion der Frequenz ω

$$f_y(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left[\gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_j \cos(\omega j) \right] \geq 0.$$

Dabei ist γ_0 die Varianz von y_t und γ_j die Autokovarianz der Ordnung j .⁴⁾ Zyklen mit Frequenzen, für die das Power-Spektrum große Werte annimmt, sind für den Verlauf der Zeitreihe von größerer Bedeutung als solche mit niedrigen Werten. Der Anteil der Fläche zwischen zwei Frequenzen $0 \leq \underline{\omega} < \bar{\omega} \leq \pi$ unter dem Power-Spektrum an der Gesamtfläche gibt an, welcher Anteil an der Varianz der Zeitreihe Y_t durch Zyklen aus dem gewählten Frequenzbereich verursacht wird.⁵⁾ Wie die Gleichung zeigt, ist das Power-Spektrum nicht zeitvariabel, das heißt, die Analyse unterstellt, dass sich die relative Bedeutung der verschiedenen Zyklen für die Zeitreihe im Zeitablauf nicht ändert (Kovarianz-Stationarität).⁶⁾

Als Beispiel zeigt das Schaubild auf Seite 62 das Power-Spektrum einer künstlich generierten Zeitreihe, die stochastische Zyklen mit einer Dauer von 16 und 48 Beobachtungen (bei vierteljährlichen Daten von vier und 12 Jahren) enthält.⁷⁾ Die Zeitreihe Y_t und die beiden in ihr enthaltenen stochastischen zyklischen Komponenten sind im unteren Teil der Abbildung dargestellt. Das Spektrum weist bei Frequenzen von $\pi/8$ und $\pi/24$

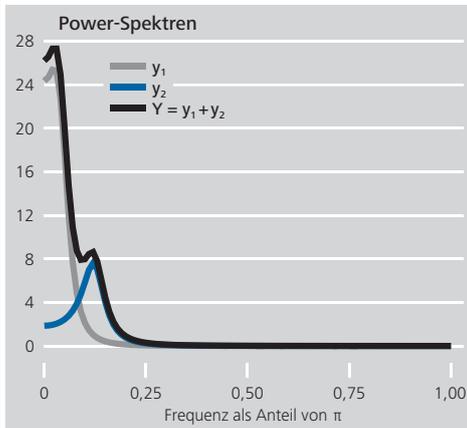
⁴ $\gamma_j = E(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu)$

⁵ Geschätzt werden kann das Power-Spektrum für eine Zeitreihe bspw. durch Schätzung der Varianz und der Autokovarianzen der Zeitreihe und das Einsetzen der geschätzten Werte für γ_0 und γ_j in die o. g. Gleichung oder durch die Schätzung eines ARMA(p,q)-Prozesses für die Zeitreihe und die Berechnung des Spektrums aus den geschätzten ARMA-Koeffizienten. Siehe: J. Hamilton (1994), a. a. O., S. 163 ff.

⁶ Eine einfache Möglichkeit, Zeitvariabilität zuzulassen ist es, die Schätzung des Power-Spektrums und anderer Statistiken aus der Frequenzanalyse mit einem rollierenden Fenster durchzuführen. Diese Vorgehensweise ist jedoch im Vergleich zum elaborierteren zeitvariablen Ansatz der Wavelet-Analyse ineffizient. Vgl. z. B. die Ausführungen im Anhang und in A. Rua (2012), Wavelets in Economics, Economic Bulletin, Summer, Banco de Portugal, S. 71–79.

⁷ Zu stochastischen Zyklen vgl.: A. Harvey und T. Trimbur (2003), General Model-Based Filters for Extracting Cycles and Trends in Economic Time Series, The Review of Economics and Statistics, 85, S. 244–255.

Power-Spektren und simulierte stochastische Zyklen



Der obere Teil zeigt das Power-Spektrum der im unteren Teil abgebildeten simulierten Zeitreihen in Abhängigkeit von der Frequenz (horizontale Achse). Zu den simulierten Zeitreihen siehe die Erläuterungen in Fußnote 8. ¹ Mit dem Baxter-King-Filter extrahierte Komponente der Zeitreihe Y mit Zyklen von einer Dauer von 8 bis 30 Jahren.
 Deutsche Bundesbank

Hochpunkte auf; diese entsprechen den in der Zeitreihe enthaltenen Zykluslängen.⁸⁾

Bandpass-Filter extrahieren aus einer Zeitreihe, die möglicherweise mehrere Zyklen mit unterschiedlichen Frequenzen enthält, die Zyklen aus einem vorher festgelegten Frequenzbereich.⁹⁾ Der untere Teil der Abbildung zeigt als Beispiel die aus der Zeitreihe Y_t mit einem solchen Verfahren (Baxter-King-Filter) extrahierte Komponente mit Schwingungen mit einer Dauer von zwischen 32 und 120 Beobachtungen (im Fall vierteljährlicher Daten acht und 30 Jahren).¹⁰⁾ Das oben stehende Schaubild

zeigt, dass die gefilterte Zeitreihe weitgehend der längeren Zykluskomponente entspricht.

⁸ Das Power-Spektrum in der Abbildung kann über die AR-Koeffizienten der Zeitreihen berechnet werden. Für einen AR(2)-Prozess mit Koeffizienten ϕ_1 und ϕ_2 gilt

$$f_y(\omega) = \frac{\sigma^2}{2\pi(1 + \phi_1^2 + 2\phi_2 + \phi_2^2 + 2(\phi_1\phi_2 - \phi_1)\cos\omega - 4\phi_2\cos^2\omega)}$$

Ein AR(2)-Prozess der allgemeinen Form $y_t = 2\rho\cos(\omega)y_{t-1} - \rho^2 y_{t-2} + \varepsilon_t$ generiert stochastische Zyklen mit der Frequenz ω . Für die beiden zyklischen Komponenten der Zeitreihe $Y_t = y_{1,t} + y_{2,t}$ in der Abbildung wurde angenommen, dass $\rho = 0,9$; $\omega_1 = \frac{2\pi}{48}$ und $\omega_2 = \frac{2\pi}{16}$. Daraus ergeben sich die AR(2)-Prozesse, $y_{1,t} = 1,79y_{1,t-1} - 0,81y_{1,t-2} + \varepsilon_{1,t}$, $y_{2,t} = 1,66y_{2,t-1} - 0,81y_{2,t-2} + \varepsilon_{2,t}$. $\varepsilon_{1,t}$ und $\varepsilon_{2,t}$ sind unabhängig und identisch normalverteilte Störgrößen mit Standardabweichungen von 0,1 bzw. 0,16.

⁹ In der Praxis gebräuchliche Filter sind z. B. der Baxter-King-Filter, der Christiano-Fitzgerald-Filter oder der Hodrick-Prescott-Filter. Vgl.: M. Baxter und R. King (1999), Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, *The Review of Economics and Statistics*, 81, S. 575–593; L. Christiano und T. Fitzgerald (2003), The Band Pass Filter, *International Economic Review*, 44, S. 435–465; sowie R. Hodrick und E. Prescott (1981), Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, Discussion Paper 451, Northwestern University. Die Studie von Y. Schüler (2018), Detrending and Financial Cycle Facts Across G7 Countries: Mind a Spurious Medium-Term, ECB Working Paper 2138, zeigt ein Problem in der Verwendung von Bandpass-Filtern für die Analyse von Finanzzyklen auf. Es besteht darin, dass die Filter unechte Zyklen („spurious cycles“) auf den allgemein mit Finanzzyklen in Verbindung gebrachten Frequenzen hervorrufen bzw. schwache Zyklen in diesem Bereich amplifizieren können.

¹⁰ Dies entspricht einem Frequenzbereich zwischen $\pi/60$ und $\pi/16$.

Eine zu enge Festlegung dieses Frequenzbereichs kann dazu führen, dass möglicherweise relevante gemeinsame Zyklen in den verschiedenen Variablen nicht erkannt werden. Zudem können sich die für den Finanzzyklus in den Daten relevanten Zykluslängen im Zeitablauf verändern und beispielsweise aus dem vordefinierten Bereich herauslaufen. So würde der Eindruck entstehen, der Finanzzyklus habe sich abgeschwächt oder sei verschwunden, obwohl sich lediglich seine Zykluslänge verändert hat. Bei einem sehr weiten Intervall für die Zykluslängen wird dagegen eine große Bandbreite von Zyklen in den Variablen erfasst. Dadurch wird das Erkennen gemeinsamer Zyklen erschwert, wenn diese nur auf einem Teilbereich der betrachteten Frequenzen vorliegen.

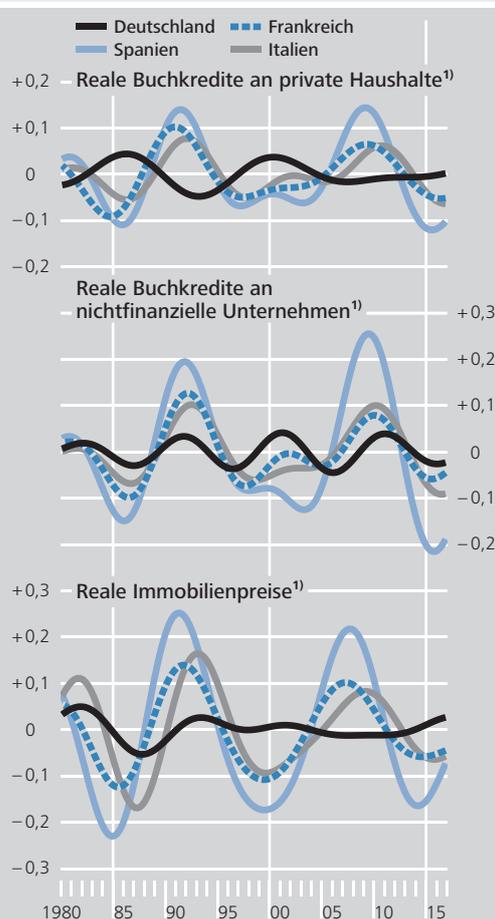
In vielen Untersuchungen wird diese Festlegung der Frequenzbereiche für die Anwendung des statistischen Filters ad hoc getroffen. Gebräuchlich sind beispielsweise Zykluslängen von acht bis 20 oder acht bis 30 Jahren.²²⁾ Das nebenstehende Schaubild bietet hierfür ein Beispiel: Es zeigt die mit einem gängigen Filterverfahren, dem Christiano-Fitzgerald-Filter, extrahierten Zyklen mit einer Dauer von acht bis 20 Jahren für die realen Buchkredite Monetärer Finanzinstitute (MFI) an private Haushalte und an nichtfinanzielle Unternehmen, sowie die realen

22 Beispiele für Analysen auf Grundlage von Zykluslängen von acht bis 20 Jahren sind Aikman et al. (2013), a. a. O. („mittelfristige“ Zyklen); sowie B. Meller und N. Metiu (2017), a. a. O. Zykluslängen von acht bis 30 Jahren werden angenommen in Drehmann et al. (2012), a. a. O. In anderen Analysen wird dagegen der Frequenzbereich um kürzere Schwingungen erweitert, wie sie bspw. in der Konjunkturanalyse verwendet werden, vgl. z. B.: Aikman et al. (2013), a. a. O.; Kunovac et al. (2018), a. a. O.; sowie Rünstler et al. (2018), a. a. O.

23 MFI-Buchkredite an private Haushalte und Organisationen ohne Erwerbszweck, MFI-Buchkredite an nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften und Preise von Wohnimmobilien. Die Zeitreihen werden mit dem BIP-Deflator deflationiert. Die Daten bauen auf einer Aktualisierung des Datensatzes von K. Hubrich et al. (2013), Financial Shocks and the Macroeconomy: Heterogeneities and Non-linearities, Occasional Paper Series, No. 143, Europäische Zentralbank, auf. Zu den Datenquellen vgl.: Kunovac et al. (2018), a. a. O. Die Kreditreihen sind Bestände und nicht die in der monetären Analyse üblicherweise verwendeten „notional stocks“, aus denen nicht transaktionsbedingte Veränderungen herausgerechnet werden. Eine Konstruktion von „notional stocks“ wäre erst ab 1997 möglich, da erst ab diesem Zeitpunkt die dafür benötigten bereinigten Veränderungen vorliegen.

Mit Bandpass-Filter extrahierte Finanzzykluskomponenten^{*)}

in %, vierteljährlich



Quellen: BIZ, Eurostat, EZB, IWF, OECD und eigene Berechnungen. * Zykluslänge 33 bis 80 Quartale. Filterung der logarithmierten Zeitreihen mit asymmetrischem Christiano-Fitzgerald-Filter mit Driftanpassung unter Annahme eines I(1)-Prozesses. ¹ Mit BIP-Deflator deflationierte MFI-Buchkredite und Preise für Wohnimmobilien.

Deutsche Bundesbank

Immobilienpreise in Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien.²³⁾ Das Schaubild liefert erste Hinweise auf länderübergreifende Gemeinsamkeiten der Zyklen, vor allem bei den Krediten an Unternehmen.

Einige andere Ansätze zur empirischen Modellierung des Finanzzyklus treffen keine Ex-ante-Festlegung der relevanten Zykluslängen, sondern bestimmen diese aus den Daten selbst. Da die Charakteristika von Finanzzyklen noch immer weniger gut erforscht sind als jene von Konjunkturzyklen, erscheint es sinnvoll, Annahmen über die relevanten Frequenzen möglichst zu vermeiden und die Daten „sprechen“ zu las-

Wavelet-Ansatz erfordert keine Vorabfestlegung der Zykluslängen und lässt Zeitvariabilität zu

sen.²⁴⁾ In diesem Beitrag werden Methoden aus der Wavelet-Analyse angewendet, um die für Finanzzyklen relevanten Frequenzbereiche zu identifizieren. Dieser Ansatz erfordert keine Ex-ante-Spezifikation der Zykluslängen.²⁵⁾ Stattdessen wird empirisch ermittelt, welche Zykluslängen für die größten Anteile der Varianz einer Zeitreihe verantwortlich sind und für welche Schwingungslängen es gemeinsame Zyklen mit anderen Variablen gibt. Außerdem ist die Wavelet-Analyse ein zeitvariabler Ansatz, das heißt, sie lässt Veränderungen in den relevanten Frequenzen im Zeitablauf zu und geht nicht davon aus, dass die Charakteristika des Finanzzyklus im Zeitablauf konstant sind. Der Anhang ab Seite 76 bietet einen Überblick über den hier verwendeten Wavelet-Ansatz.²⁶⁾

Schätzergebnisse für den Euroraum

Im Folgenden wird zunächst mit Daten zur Kredit- und Immobilienpreisentwicklung für ausgewählte Euroraum-Volkswirtschaften die länderübergreifende Dimension des Euroraum-Finanzzyklus analysiert. Die Untersuchung soll zeigen, ob und für welche Zykluslängen sich gemeinsame, das heißt länderübergreifende Schwingungen finden lassen und ob und wie sich die Stärke ihres Zusammenhangs und ihre Dauer im Zeitablauf verändert haben. Sollten sich ausgeprägte gemeinsame Zyklen finden, so würde dies für eine Zentralisierung oder Koordination makroprudenzieller Politikmaßnahmen sprechen. Daran anschließend wird untersucht, ob es eine Beziehung zwischen Kreditbeziehungsweise Immobilienpreiszyklen und Zyklen der realwirtschaftlichen Aktivität gibt, das heißt inwieweit Finanzzyklen als ein von realwirtschaftlichen Zyklen losgelöstes Phänomen zu interpretieren sind.²⁷⁾

Die Analyse umfasst sechs Volkswirtschaften des Euroraums: Belgien, Deutschland, Frankreich, Italien, die Niederlande und Spanien.²⁸⁾ Für diese Länder liegen die relevanten Daten ab 1980 vor. Aus Gründen der Übersichtlichkeit

werden häufig jedoch nur die Ergebnisse für die vier großen Länder dargestellt.²⁹⁾ Die untersuchten Variablen sind die realen Buchkredite an nichtfinanzielle Unternehmen und private Haushalte, die realen Preise von Wohnimmobilien, sowie, als Vergleichsgröße, das reale BIP. Die nominalen Zeitreihen wurden mit dem BIP-Deflator deflationiert, das heißt in reale Größen umgerechnet, und für die Wavelet-Analyse in Jahreswachstumsraten transformiert und standardisiert.³⁰⁾

Anwendung 1: Gibt es im Euroraum länderübergreifende Finanzzyklen in Krediten und Immobilienpreisen?

Hinweise auf die Bedeutung länderübergreifender Zyklen in der Kreditentwicklung und in den Immobilienpreisen liefert die sogenannte „Wavelet-Kohäsion“ der Variablen über die Län-

Analyse länderübergreifender Zyklen mit Wavelet-Kohäsion

Analyse für Kredite und Immobilienpreise in ausgewählten Euroraum-Ländern

²⁴ Vgl.: Schüler et al. (2015), a. a. O. So gibt es bspw. empirische Evidenz dafür, dass Finanzzyklen in ostasiatischen Volkswirtschaften eine wesentlich kürzere Schwingungsdauer aufweisen, als in Analysen von Finanzzyklen normalerweise angenommen. Vgl.: V. Pontines (2017), The Financial Cycles in Four East Asian Economies, *Economic Modelling*, 65, S. 51–66.

²⁵ Einen ähnlichen Ansatz verfolgen Schüler et al. (2015, 2017), a. a. O. Für die Konstruktion ihres Finanzzyklusindikators wählen sie den Frequenzbereich aus, in dem gemeinsame Schwingungen der von ihnen betrachteten Variablen besonders ausgeprägt sind und entwickeln dafür eine neue Messgröße, Power Cohesion. Strohsal et al. (2015b), a. a. O., legen den Frequenzbereich mithilfe des Power-Spektrums der von ihnen analysierten Zeitreihen fest.

²⁶ Für Analysen eines ähnlichen Datensatzes mit anderen empirischen Ansätzen siehe: Europäische Kommission (2018), a. a. O.; sowie Rünstler et al. (2018), a. a. O.

²⁷ Die Schätzungen wurden mit einer modifizierten Version der AST-Toolbox für Matlab durchgeführt: <https://sites.google.com/site/aguiarconraria/joanasoares-wavelets/> Siehe: L. Aguiar-Conraria und M. Soares (2014), The Continuous Wavelet Transform: Moving Beyond Uni- and Bivariate Analysis, *Journal of Economic Surveys*, 28, S. 344–375.

²⁸ Dies ist die Länderauswahl in Kunovac et al. (2018), a. a. O., auf den sich der vorliegende Aufsatz in Teilen stützt. Die Länge des Datensatzes beschränkt die maximale Dauer der Zyklen, die mit dem Wavelet-Ansatz untersucht werden können. Aus diesem Grund bezieht die Analyse nur Euroraum-Länder ein, für die Daten zurück bis mindestens 1980 für alle in dem zugrunde liegenden Papier untersuchten Variablen vorliegen.

²⁹ Weitere Ergebnisse finden sich in Kunovac et al. (2018), a. a. O. Für Ergebnisse für eine breitere Auswahl an EU-Ländern siehe: Europäische Kommission (2018), a. a. O.; sowie Rünstler et al. (2018), a. a. O.

³⁰ Siehe Fußnote 23 auf S. 63.

Analyse der Wavelet-Power-Spektren von Kreditaggregaten, Immobilienpreisen und realem Bruttoinlandsprodukt in Deutschland

Diese Ausführungen illustrieren die Verwendung des Wavelet-Power-Spektrums für die Analyse der zyklischen Eigenschaften der im Haupttext verwendeten Zeitreihen der Kredite, Immobilienpreise und des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP).

Wie das in den Erläuterungen auf Seite 61 beschriebene Power-Spektrum zeigt das Wavelet-Power-Spektrum die relative Bedeutung verschiedener Zykluslängen für die Variabilität der Zeitreihe an. Im Unterschied dazu kann sich diese Bedeutung aber im Zeitverlauf verändern, das heißt, das Wavelet-Power-Spektrum ist zeitvariabel.¹⁾ Auf Grundlage der Wavelet-Power-Spektren können somit die Zykluslängen der wichtigsten Zeitreihenkomponenten für eingehendere Analysen bestimmt werden. Es kann auch untersucht werden, ob und wie sich die Länge der für die Zeitreihe bedeutsamsten Zyklen im Zeitablauf verändert. Außerdem erlauben die Power-Spektren eine Gegenprüfung, ob mit anderen Methoden ermittelte länderübergreifende gemeinsame Zyklen für die Entwicklung der Zeitreihe in einem einzelnen Land überhaupt von großer Bedeutung sind.

Das Schaubild auf Seite 66 zeigt die mit dem Wavelet-Ansatz geschätzten Power-Spektren der Jahreswachstumsraten der Buchkredite an private Haushalte und an nichtfinanzielle Unternehmen, der Preise für Wohnimmobilien und des realen BIP für Deutschland.²⁾ Der Wert des Power-Spektrums wird in Abhängigkeit von der Zykluslänge (vertikale Achse) und der Zeit (horizontale Achse) farbcodiert dargestellt. Sein Wert steigt von Schwarz (null) bis hin zu Weiß an. Die schwarzen, grob in horizontaler Richtung verlaufenden Linien verbinden Maxima des Wavelet-Power-Spektrums über die Zeit. Die schwarz gestrichelten geschwungenen Linien grenzen den sogenannten „Cone of Influence“ ab: Nur für Zeit-Zykluslängen-Kombinationen zwischen den beiden Linien

können die Ergebnisse interpretiert werden. Ursache dafür ist, dass in die Schätzung der Wavelet-Darstellung der Zeitreihe zu jedem Zeitpunkt sowohl zeitlich davor als auch zeitlich darauffolgende Beobachtungen eingehen. Wie im Anhang auf Seite 76 ff. erläutert, hängt die Länge dieses „Fensters“ von der betrachteten Frequenz ab und nimmt mit steigender Zykluslänge zu.³⁾ Nur für die Schätzungen des Power-Spektrums zwischen den beiden geschwungenen Linien sind in beiden Zeitrichtungen ausreichend viele Beobachtungen verfügbar. Aufgrund der zunehmenden „Fensterbreite“ wird der Zeitraum, für den Schätzungen durchgeführt werden können, mit zunehmender Zykluslänge immer kürzer. Die Ergebnisse für die Zeit-Zykluslängen-Kombinationen innerhalb des „Cone of Influence“, das heißt zwischen jeweils der rechten (linken) geschwungenen Linie und dem rechten (linken) Rand der Abbildung, sind mit Start- oder Endpunktproblemen behaftet und sollten nicht interpretiert werden.⁴⁾

Die Wavelet-Power-Spektren für die Variablen weisen erhebliche Unterschiede auf: Die Kredite und Immobilienpreise enthalten zwar jeweils drei dominante Zyklen, diese

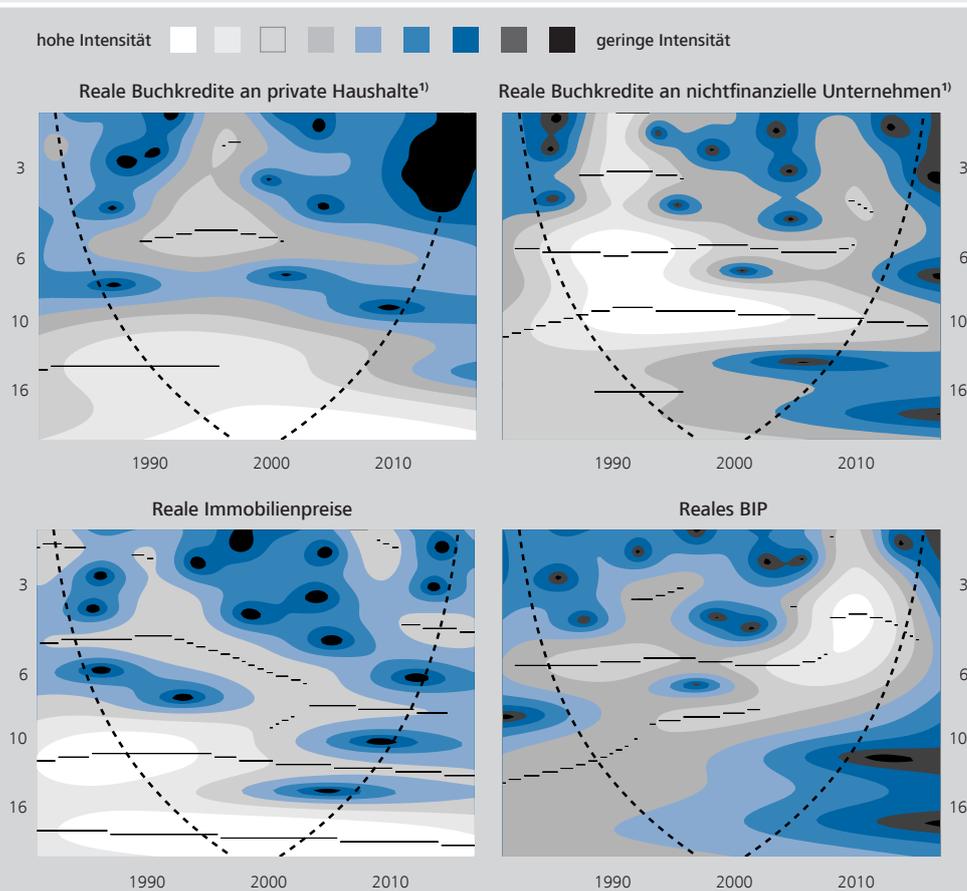
1 Siehe die Erläuterungen im Anhang ab S. 76.

2 Zu den Datenquellen siehe Fußnote 23 auf S. 63. Für einen Vergleich mit den Wavelet-Power-Spektren der Variablen in den drei anderen großen Euroraum-Ländern siehe: M. Scharnagl und M. Mandler (2018), Real and Financial Cycles in Euro Area Economies: Results from Wavelet Analysis, Mimeo. Zu Ergebnissen für die USA siehe: F. Verona (2016), Time-Frequency Characterization of the U.S. Financial Cycle, Economics Letters, 144, S. 75–79. Die Schätzungen wurden mit einer modifizierten Version der AST-Toolbox für Matlab durchgeführt: <https://sites.google.com/site/aguiarconraria/joanasoares-wavelets/> Siehe: L. Aguiar-Conraria und M. Soares (2014), The Continuous Wavelet Transform: Moving Beyond Uni- and Bivariate Analysis, Journal of Economic Surveys, 28, S. 344–375.

3 Dies repräsentiert die Streckung (Skalierung) des Wavelets.

4 Technisch erfolgt die Schätzung des Power-Spektrums in diesen Randbereichen durch Reflektion der Zeitreihe an ihrem Start- bzw. Endzeitpunkt.

Wavelet-Power-Spektren für Kredite, Immobilienpreise und reales BIP in Deutschland¹⁾



Quellen: BIZ, Eurostat, EZB, IWF, OECD und eigene Berechnungen. * Wavelet-Power-Spektren berechnet aus Jahreswachstumsraten. Die horizontale Achse zeigt die Zeit, die vertikale Achse die Schwingungsdauer (in Jahren) an. Werte geben den relativen Beitrag von Zyklen zur Varianz der Zeitreihe für Zykluslänge und Zeitpunkt an. Siehe die Erläuterungen auf S. 77. Die dünnen schwarzen Linien markieren lokale Maxima des Power-Spektrums im Zeitverlauf. Werte in den durch die geschwungenen Linien abgegrenzten Randbereichen sind mit Start- bzw. Endpunktproblemen behaftet. ¹⁾ Deflationiert mit BIP-Deflator.

Deutsche Bundesbank

sind aber unterschiedlich stabil und operieren auf verschiedenen Zykluslängen. So finden sich für die Kredite an private Haushalte und Immobilienpreise stabile große Werte für das Power-Spektrum im untersten Frequenzbereich, während dies für die Kredite an nichtfinanzielle Unternehmen für Zyklen mit einer Dauer von um zehn Jahren der Fall ist. Für die Kredite an private Haushalte und die Immobilienpreise finden sich lokale Maxima des Spektrums auch für Zyklen mit einer Dauer von zwischen zehn und 16 Jahren, deren Bedeutung sich aber im Zeitablauf abschwächt. Ähnlich ist es für Zykluslängen von etwa fünf Jahren für die Kredite an nichtfinanzielle Unternehmen. Das Power-Spektrum für den dritten, kürzeren

Zyklus der Immobilienpreise ist zwar betragsmäßig relativ stabil, jedoch nimmt die Zykluslänge über den Schätzzeitraum zu. Die kürzeren Zyklen der Kredite an private Haushalte und nichtfinanzielle Unternehmen (mit einer Dauer von fünf bzw. drei Jahren) haben nur vorübergehende Bedeutung.

Zum Vergleich mit den Krediten und Immobilienpreisen zeigt die letzte Teilabbildung das Power-Spektrum des realen BIP. Es weist zwei dominante Zyklen auf, einen mit einer Länge von um sechs Jahren und einen längeren Zyklus, der sich, ausgehend von einer Dauer von etwas über zehn Jahren, im Zeitablauf dem zuvor genannten Zyklus annähert.

der (siehe Schaubild auf S. 68).³¹⁾ Diese kann vereinfacht als ein Maß für den durchschnittlichen paarweisen zeitlichen Gleichlauf der jeweiligen Variablen über die Länder hinweg verstanden werden, wobei die Gewichtung der paarweisen Ergebnisse mit dem realen BIP der Länder erfolgt. Detailliertere Informationen zur Berechnung finden sich im Anhang. Das Schaubild zeigt für alle Variablen die Wavelet-Kohäsion in Abhängigkeit von der Zeit (horizontale Achse) und der Zykluslänge (vertikale Achse).³²⁾ Die Kohäsion kann Werte zwischen minus eins (Schwarz) und plus eins (vollständiger Gleichlauf, Weiß) annehmen, das heißt, die Kohäsion nimmt von dunkleren zu helleren Farbtönen zu. Die schwarzen geschwungenen Linien an den Seiten grenzen den Bereich interpretierbarer Ergebnisse ein: Die Kohäsionswerte außerhalb des so begrenzten Bereichs sollten nicht interpretiert werden, da sie mit Start- oder Endpunktproblemen behaftet sind (siehe die Ausführungen auf S. 77). Die von schwarzen Linien begrenzten hellen Flächen innerhalb der Schaubilder zeigen die Zeit-Frequenz-Kombinationen mit (auf dem 10%-Niveau) statistisch signifikant von null verschiedener Kohäsion an.

Im Zeitablauf stärker werden der länderübergreifender Gleichlauf bei Krediten an private Haushalte

Die Kredite an private Haushalte zeigen eine Kohäsion nahe null, das heißt einen relativ schwachen Gleichlauf über die Länder hinweg bis zum Beginn der 1990er Jahre. Danach wird der Gleichlauf für Zyklen mit einer Länge von etwa vier bis über sechs Jahren deutlich ausgeprägter und die Kohäsion steigt auf Werte nahe eins. Mit einer Verzögerung zeigt sich eine ähnliche Entwicklung auch für Zyklen mit einer Länge von um zehn Jahren. Insgesamt hat damit der Gleichlauf zwischen den Wachstumsraten der MFI-Buchkredite an private Haushalte über die hier analysierten Länder hinweg im Zeitablauf zugenommen.

Über die Zeit stabiler länderübergreifender Gleichlauf der Zyklen der Kredite an nichtfinanzielle Unternehmen

Für die Kredite an nichtfinanzielle Unternehmen ergibt die Schätzung eine stabile Kohäsion von nahe eins über den gesamten Zeitraum sowohl für Schwingungen mit einer Zykluslänge von zwischen acht und zehn Jahren als auch für solche mit einer Länge von rund 16 Jahren. Im Ver-

lauf der 2000er Jahre verstärkt sich der Gleichlauf bei kürzeren Zyklen. Dies könnte auf die in diesen Frequenzbereichen ebenfalls zunehmende stärkere Synchronisation der realwirtschaftlichen Zyklen (im Schaubild unten rechts) zurückzuführen sein.

Zwischen den Immobilienpreiszyklen mit einer Dauer von sechs bis 16 Jahren besteht zu Beginn des Schätzzeitraums ein ausgeprägter Gleichlauf über die Länder hinweg. Die Zykluslängen mit einer relativ hohen Kohäsion verengen sich jedoch im Zeitablauf auf etwa 12 bis 14 Jahre in den späten 1990er Jahren. In diesem engeren Frequenzband ist die Kohäsion auch statistisch signifikant. Für die Immobilienpreise weisen die Ergebnisse folglich nicht auf einen im Zeitablauf zunehmenden Gleichlauf zwischen den Ländern hin.

Die Ergebnisse für die drei Variablen zeigen bereits, wie wichtig es ist, eine Ex-ante-Fokussierung auf einen einheitlichen Frequenzbereich für alle Variablen zu vermeiden. So unterscheiden sich die Frequenzen, auf denen gemeinsame, länderübergreifende Zyklen auftreten, zwischen den Variablen, und eine Eingrenzung auf Zykluslängen von acht oder mehr Jahren würde beispielsweise einen wichtigen Teil der gemeinsamen Schwingungen in den Krediten an die privaten Haushalte ignorieren. Die Verengung des Bereichs der Zykluslängen mit hoher Kohäsion im Fall der Immobilienpreise und der Anstieg der Kohäsion der Zyklen in den Krediten an private Haushalte illustrieren die

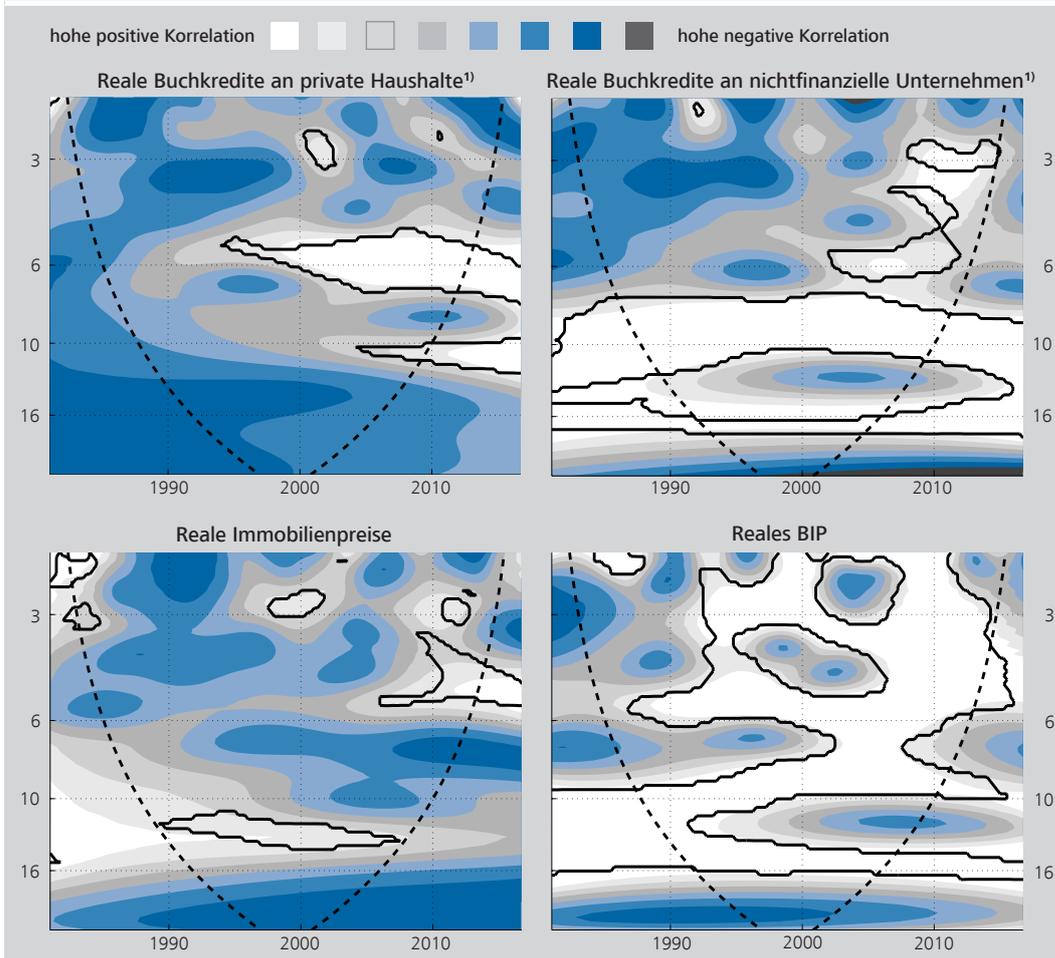
Länderübergreifende Synchronisation der Immobilienpreiszyklen nur in sehr engem Frequenzbereich

Vermeidung einer Ex-ante-Festlegung von Frequenzbereichen bei empirischen Arbeiten vorteilhaft

³¹ L. Kurowski und K. Rogowicz (2018), a. a. O., untersuchen die internationale Kohäsion von Output- und Kreditzyklen mit einer Wavelet-Analyse und finden Hinweise auf einen Anstieg der Synchronisation von Kreditzyklen im Zeitablauf.

³² Die vertikale Achse zeigt eigentlich die Kreisfrequenz der Zyklen, die zwischen π , dem kürzesten Zyklus mit zwei Beobachtungen, d. h. einer Länge von einem halben Jahr für Quartalsdaten, und null, dem längsten Zyklus mit unendlicher Dauer, normiert ist. Aufgrund der Beschränkung der maximalen Zykluslängen durch die für die Anpassung der Wavelet-Funktionen verfügbare Länge der Zeitreihe ist das Minimum der Kreisfrequenz hier jedoch oberhalb von null begrenzt. Die inverse Beziehung zwischen Kreisfrequenz und Zykluslänge impliziert eine nichtlineare Skalierung der vertikalen Achse nach der Umrechnung in die Schwingungsdauer.

Wavelet-Kohäsionen¹⁾



Quellen: BIZ, Eurostat, EZB, IWF, OECD und eigene Berechnungen. * Die Wavelet-Kohäsion ist ein Maß für den länderübergreifenden Gleichlauf der Zyklen. Siehe dazu die Erläuterungen auf S. 79. Länder: Belgien, Deutschland, Frankreich, Italien, Niederlande, Spanien. Die horizontale Achse zeigt die Zeit, die vertikale Achse die Schwingungsdauer (in Jahren) an. Die schwarzen Linien umrahmen Bereiche mit einer auf dem 10%-Niveau signifikant von null verschiedenen Kohäsion. Werte in den durch die geschwungenen Linien abgegrenzten Randbereichen sind mit Start- bzw. Endpunktproblemen behaftet. ¹⁾ Deflationiert mit BIP-Deflator.

Deutsche Bundesbank

Vorteilhaftigkeit des Wavelet-Verfahrens, das diese Zeitvariabilität aufdecken kann. Indikatoren, die auf mit festen Frequenzbereichen abgeleiteten Schätzungen basieren, sind damit möglicherweise problematisch. Dies gilt insbesondere, wenn sie für Politikmaßnahmen herangezogen werden.

Der letzte Teil im oben stehenden Schaubild präsentiert zum Vergleich die Ergebnisse der Kohäsionsanalyse für das reale BIP. Für dieses besteht ein enger Gleichlauf zwischen den Zyklen der einzelnen Länder über einen breiten Frequenzbereich. Ein relativ stabiler Gleichlauf wird für Zyklen mit einer Dauer von etwa zehn

und etwa 16 Jahren sichtbar. Zudem zeigt sich ab etwa 1990 auch eine signifikante Kohäsion für kürzere Zyklen, die üblicherweise mit Konjunkturzyklen assoziiert werden. Dies kann man als Evidenz für einen im Zeitablauf zunehmenden Gleichlauf zwischen den Konjunkturzyklen der betrachteten Länder interpretieren.

Der Vergleich der Ergebnisse für das reale BIP mit jenen für die anderen Variablen macht deutlich, dass gemeinsame Zyklen des realen BIP über die Länder hinweg einen wesentlich breiteren Frequenzbereich einschließen als gemeinsame Zyklen der anderen Variablen. Dies gilt insbesondere im Vergleich mit den Immobilien-

Gemeinsame Zyklen des realen BIP umfassen breitere Frequenzbereiche als solche der Kredite und der Immobilienpreise

preisen, für die gemeinsame länderübergreifende Zyklen nur ein enges Band umfassen. Diesen Ergebnissen zufolge spielen länderübergreifende Zyklen im Euroraum für Kredite an private Haushalte und Immobilienpreise eine geringere Rolle als für das reale BIP. Im Länderquerschnitt ist für Kredite an private Haushalte und Immobilienpreise der Finanzzyklus im Euroraum damit schwächer ausgeprägt als der Konjunkturzyklus, sodass eine einheitliche europäische makroprudenzielle Politik weniger naheliegend erscheint als eine einheitliche europäische Geldpolitik.

Anstieg der Synchronisation außer für Immobilienpreise in der zweiten Hälfte des Schätzzeitraums

Die Kohäsionsanalyse liefert Hinweise darauf, dass die länderübergreifende Synchronisation aller betrachteten Variablen mit Ausnahme der Immobilienpreise im Zeitablauf angestiegen ist. Ein Grund dafür könnte der Beginn der Europäischen Währungsunion in der Mitte des Schätzzeitraums sein.

Die eben vorgestellte Analyse betrifft den durchschnittlichen länderübergreifenden Gleichlauf der Zyklen in den Variablen, der mithilfe der Kohäsion gemessen wird (siehe die Darstellung auf S. 79). Die Analyse stellt auf die Frage ab, ob die Zyklen der Variablen synchronisiert verlaufen oder ob sie gegeneinander verschoben sind, das heißt eine sogenannte Phasenverschiebung aufweisen. Auf die Ergebnisse der Kohäsionsanalyse hat, aufgrund der Gewichtung der paarweisen Ergebnisse mit dem realen BIP der beiden beteiligten Länder, insbesondere der Vor-, Nach- oder Gleichlauf der Zyklen in Deutschland im Vergleich zu jenen der anderen Länder einen starken Einfluss, da Deutschland das größte BIP-Gewicht in der Stichprobe hat.

Inversion der Wavelet-Darstellung liefert gefilterte Zeitreihen

Einen Eindruck von den relativen Positionen der Zyklen in den Jahreswachstumsraten der beiden Kreditaggregate und der Immobilienpreise der einzelnen Länder zueinander vermittelt das Schaubild auf Seite 70.³³⁾ Hier wird zwischen Zyklen mit einer Länge von sechs bis zehn Jahren und Zyklen mit einer Länge von zehn bis 16 Jahren unterschieden. Diese Intervalle decken die Längen der wichtigsten Zyklen der

einzelnen Variablen ab.³⁴⁾ Im Schaubild werden jeweils die Zyklen nur über die Zeiträume angezeigt, die nicht von Start- oder Endpunktproblemen betroffen sind. Für die längeren Zyklen (zehn bis 16 Jahre) ist deshalb der Zeitraum kürzer, für den Schätzungen vorliegen.³⁵⁾ Neben den geschätzten Zyklen für die vier großen Länder zeigt das Schaubild auch die Zyklen für das Aggregat aller sechs Länder, das heißt einschließlich Belgien und der Niederlande.³⁶⁾

Bei den Krediten an private Haushalte fällt auf, dass die Zyklen mit einer Länge von zehn bis 16 Jahren in Deutschland über den Großteil des Untersuchungszeitraums stark gegenüber denjenigen anderer Länder verschoben sind, was die Kohäsion für diese Variable im Schaubild auf Seite 68, für sich genommen, reduziert. Auch die kürzeren Zyklen mit einer Dauer von sechs bis zehn Jahren sind in Deutschland zunächst gegenüber jenen in den anderen Ländern verschoben, nähern sich aber im Zeitverlauf dem Zyklus des Aggregats an, was zum Anstieg der Kohäsion im Schaubild auf Seite 68 in diesem Frequenzbereich beiträgt.

Das Schaubild zeigt außerdem, dass bei den Buchkrediten an nichtfinanzielle Unternehmen

³³ Für ausgewählte Variablen und Frequenzbereiche wurden die Zyklen durch Inversion der geschätzten Wavelet-Darstellung der Zeitreihen für bestimmte Frequenzbereiche berechnet. Außerdem wird die Standardisierung der Daten rückgängig gemacht. Die Inversion kann als ein (zweiseitiger) statistischer Filter interpretiert werden, der die Komponenten mit den ausgewählten Zykluslängen aus der Zeitreihe extrahiert.

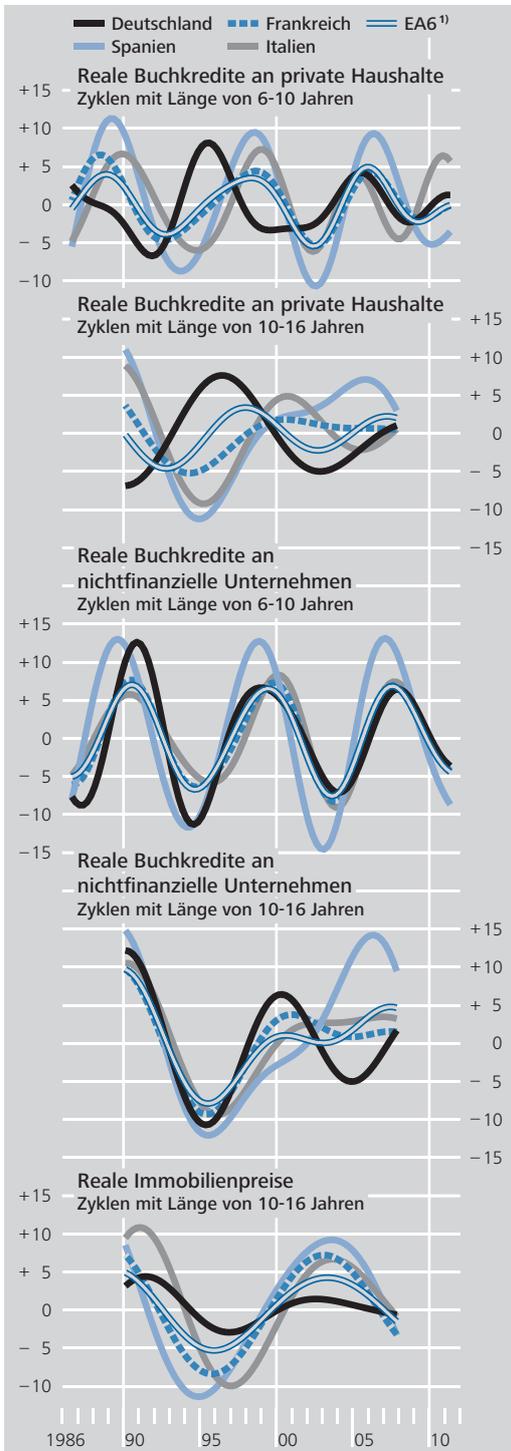
³⁴ Für Deutschland siehe die Ergebnisse auf S. 65 f. Für die anderen Länder vgl.: M. Scharnagl und M. Mandler (2018), Real and Financial Cycles in Euro Area Economies: Results from Wavelet Analysis, Mimeo. Für die realen Immobilienpreise werden die Zyklen mit einer Länge zwischen sechs und zehn Jahren nicht gezeigt, da die Kohäsionsanalyse keine Anhaltspunkte für einen Gleichlauf lieferte.

³⁵ Aufgrund des mit zunehmender Zykluslänge schrumpfenden Zeitraums mit interpretierbaren Ergebnissen ist eine Ausdehnung der Analyse auf noch längere Zyklen bei der gegebenen Länge der Zeitreihen wenig sinnvoll. Dadurch würde der Zeitraum, für den interpretierbare Ergebnisse geschätzt werden können, immer weiter zusammenschrumpfen und Aussagen über die Zeitvariabilität der Beziehungen wären kaum noch möglich.

³⁶ Für die Immobilienpreise wird die Wachstumsrate des Aggregats als mit dem realen BIP des jeweiligen Landes gewichteter Mittelwert der Wachstumsrate der einzelnen Länder berechnet.

Gefilterte Jahreswachstumsraten aus der Wavelet-Analyse³⁷⁾

in %, vierteljährlich



Quellen: BIZ, Eurostat, EZB, IWF, OECD und eigene Berechnungen. * Mit BIP-Deflator deflationierte MFI-Buchkredite und Preise für Wohnimmobilien. Ausgewählte zyklische Komponenten der Jahreswachstumsraten, berechnet durch Inversion der geschätzten Wavelet-Darstellung. Durchschnittswerte über den angegebenen Bereich der Zykluslängen. ¹ Ergebnisse für EA6 beziehen sich auf die Summe der realen Buchkredite in BE, DE, ES, FR, IT und NL bzw. den mit dem realen BIP gewichteten Durchschnitt der Jahreswachstumsraten der realen Immobilienpreise.

Deutsche Bundesbank

die Zyklen mit einer Länge von sechs bis zehn Jahren zwischen den Ländern relativ stark synchronisiert sind, was zu der stabilen Kohäsion in diesem Bereich im Schaubild auf Seite 68 passt. Die Zyklen in Deutschland haben sich im Zeitablauf dem Durchschnittszyklus angenähert, während die Ausschläge in Spanien etwas zugenommen haben. Bei den längeren Zyklen (zehn bis 16 Jahre) erkennt man zu Beginn des Zeitraums einen starken Gleichlauf. Die Zyklen fächern sich später, insbesondere zur Mitte der 2000er Jahre aber etwas auf – der Kreditboom in Spanien ist beispielsweise gut sichtbar. Zum Ende des Schätzzeitraums nähern sich die zyklischen Komponenten jedoch wieder an.

Bei den Immobilienpreisen erkennt man eine relativ hohe Phasensynchronisation für Schwingungen mit einer Periode von zehn bis 16 Jahren, die sich in der signifikanten Kohäsion im Schaubild auf Seite 68 widerspiegelt. Die Amplitude der Hauspreiszyklen ist in Deutschland erkennbar kleiner als in den anderen Ländern.³⁷⁾

Die Tabelle auf Seite 71 zeigt die Standardabweichungen der gefilterten Zeitreihen für alle Variablen und liefert damit Informationen über die durchschnittlichen Ausschläge der Zyklen. Die Amplitude der Immobilienpreiszyklen ist in Deutschland deutlich kleiner als in den anderen Ländern. Dies gilt auch für die Standardabweichung der Immobilienpreiszyklen relativ zu jener der BIP-Zyklen (unterer Teil der Tabelle). Die Ausschläge der Zyklen der Buchkredite an nichtfinanzielle Unternehmen sind in allen Ländern größer als jene der Kredite an private Haushalte. Sowohl die Kredit- als auch die Immobilienpreiszyklen weisen generell eine größere Standardabweichung als die BIP-Zyklen auf.³⁸⁾ Mit Ausnahme des Falls der Immobilienpreis-

Immobilienpreiszyklen in Deutschland mit kleinerer Amplitude als in den anderen Ländern

³⁷ Zu den deutlichen Abweichungen der Zyklen in Deutschland von jenen der anderen Länder vgl.: Kunovac et al. (2018), a. a. O.

³⁸ Für ähnliche Ergebnisse siehe: C. Borio (2014), a. a. O.; G. Rünstler und M. Vlekke (2018), a. a. O.; sowie Rünstler et al. (2018), a. a. O. Letztere dokumentieren für EU-Länder eine positive Korrelation zwischen der Volatilität von Kredit- und Immobilienpreiszyklen und dem Anteil privaten Wohneigentums bzw. eine negative Korrelation mit dem Leistungsbilanzsaldo.

Standardabweichungen der zyklischen Komponenten ^{*)}

Position	Zeitraum	Deutschland	Spanien	Frankreich	Italien
Reale Buchkredite an private Haushalte	6 bis 10 Jahre	3,52	6,64	3,33	4,29
	10 bis 16 Jahre	4,43	6,20	2,41	4,72
Reale Buchkredite an nichtfinanzielle Unternehmen	6 bis 10 Jahre	6,28	8,81	4,98	4,91
	10 bis 16 Jahre	6,12	8,78	4,83	5,43
Reale Immobilienpreise	6 bis 10 Jahre	1,79	8,28	5,17	3,61
	10 bis 16 Jahre	2,06	6,99	5,26	6,40
Relativ zur Standardabweichung des BIP					
Reale Buchkredite an private Haushalte	6 bis 10 Jahre	1,48	2,74	2,10	1,88
	10 bis 16 Jahre	2,52	3,94	1,71	3,42
Reale Buchkredite an nichtfinanzielle Unternehmen	6 bis 10 Jahre	2,64	3,64	3,14	2,15
	10 bis 16 Jahre	3,47	5,58	3,43	3,94
Reale Immobilienpreise	6 bis 10 Jahre	0,75	3,42	3,26	1,58
	10 bis 16 Jahre	1,17	4,44	3,73	4,64

Datenquellen: BIS, Eurostat, EZB, IWF, OECD und eigene Berechnungen. * Standardabweichungen der zyklischen Komponenten aus dem Schaubild auf S. 70. Im unteren Tabellenteil Standardabweichung relativ zur Standardabweichung des realen BIP.

Deutsche Bundesbank

Zyklen in Deutschland sind die Werte im unteren Teil der Tabelle stets größer als eins.

Eine genauere Einschätzung der Phasensynchronisation der Zyklen über die Länder hinweg ermöglicht das Schaubild auf Seite 72. Es zeigt für die Variablen und Frequenzbänder aus dem Schaubild auf Seite 70 die durchschnittliche Zeitdifferenz, das heißt den Vorlauf oder Nachlauf im Zyklus für ein Land im Vergleich zum BIP-gewichteten Durchschnitt der Zyklen der anderen Länder. Positive Zeitdifferenzen (vertikale Achse) stellen einen Vorlauf, negative einen Nachlauf dar.

Konsistent mit den Ergebnissen der Kohäsionsanalyse nehmen die Zeitdifferenzen der Zyklen der Kredite an private Haushalte für eine Länge zwischen sechs und zehn Jahren im Zeitablauf ab, das heißt, die Zyklen werden stärker synchronisiert. Für die längeren Zyklen mit einer Dauer von zehn bis 16 Jahren konvergieren die drei anderen großen Länder jeweils gegen den Durchschnittszyklus – Deutschland weist jedoch über den gesamten Zeitraum einen um vier bis fünf Jahre verschobenen Zyklus auf. Aufgrund des großen Gewichts Deutschlands in der Berechnung der Kohäsion führt dies vermutlich dazu, dass die Kohäsion trotz zunehmender Synchronisation der anderen Länder relativ niedrig bleibt. Die Zeitdifferenzen zwischen den

Zyklen der Unternehmenskredite sind überwiegend kleiner als ein Jahr, was den starken länderübergreifenden Gleichlauf aus der Kohäsionsanalyse stützt.

Die geschätzten Zeitdifferenzen für die Immobilienpreiszyklen deuten auf eine gewisse Konvergenz im Zeitverlauf hin. Die Zeitdifferenz der Zyklen in Deutschland zum Durchschnitt der anderen Länder ist bis zum Beginn der 2000er Jahre aber relativ groß. Die nachfolgende starke Veränderung der Phasenverschiebung der Zyklen der Immobilienpreise in Deutschland geht einher mit einer abnehmenden Bedeutung dieser Zyklen (siehe Erläuterungen auf S. 66). Dies impliziert eine steigende Schätzunsicherheit der Zeitdifferenz, sodass die Veränderung der Zeitdifferenz vorsichtig interpretiert werden sollte.

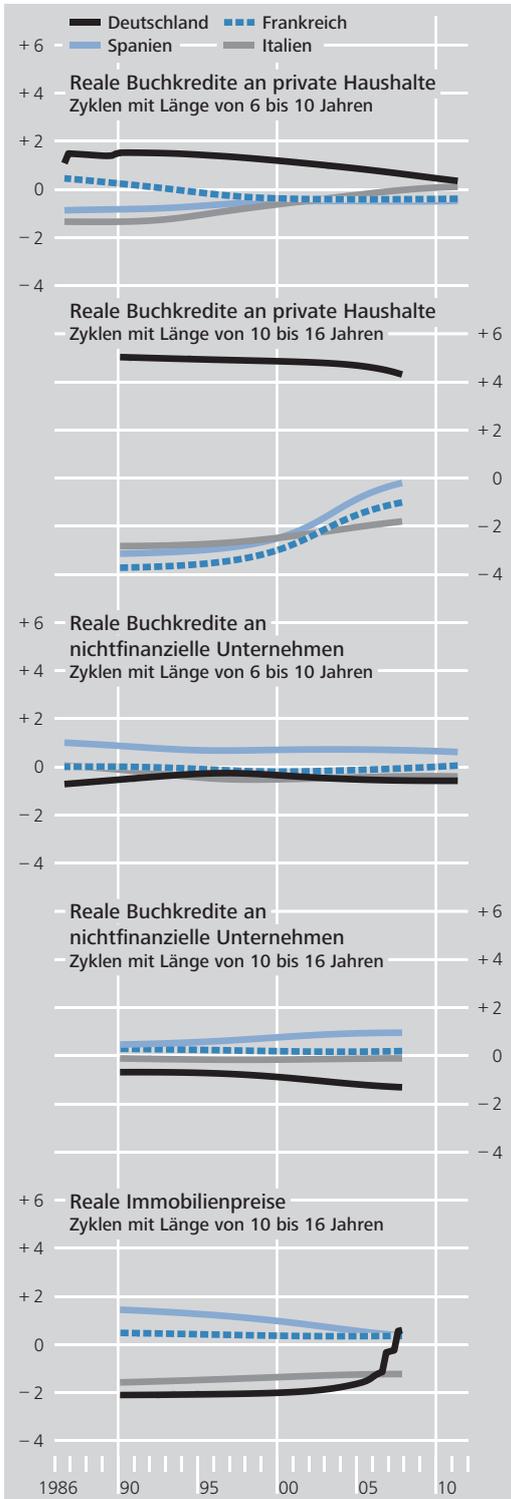
Insgesamt stützt die Analyse der Zeitdifferenzen die Schlussfolgerungen auf Grundlage der Kohäsionsmaße: Zyklen der Kredite an nichtfinanzielle Unternehmen weisen eine relativ stabile und enge Synchronisation über die Länder hinweg auf, während die Synchronisation der Zyklen der Kredite an private Haushalte, vor allem für Zyklen mit einer Länge zwischen sechs und zehn Jahren, im Zeitablauf zugenommen hat. Bei den längeren Zyklen der Kredite an private Haushalte hat die erkennbare Sonderrolle Deutschlands zur Folge, dass das aggregierte

Analyse der Phasensynchronisation der Zyklen im Ländervergleich stützt die Ergebnisse der Kohäsionsanalyse

Deutliche Phasenverschiebung des Immobilienpreiszyklus in Deutschland

Zeitdifferenz zum aggregierten Zyklus der anderen Länder für ausgewählte Zykluslängen*)

Jahre, vierteljährlich



Quellen: BIZ, Eurostat, EZB, IWF, OECD und eigene Berechnungen. * Mit BIP-Deflator deflationierte MFI-Buchkredite und Preise für Wohnimmobilien. Für ausgewählte Bereiche von Zykluslängen berechnete durchschnittliche Zeitdifferenzen zwischen dem Zyklus der Variable des betrachteten Landes und dem BIP-gewichteten Durchschnitt der anderen Länder.

Deutsche Bundesbank

gierte Maß der Kohäsion den Zusammenhang zwischen den Zyklen der anderen Länder nur unzureichend widerspiegelt.³⁹⁾ Die Zeitdifferenzen der Immobilienpreiszyklen deuten auf eine leichte Konvergenz zwischen den Ländern hin.

Anwendung 2: Beziehung zwischen Finanzzyklen und realwirtschaftlichen Zyklen

Die Kohäsionsanalyse hat gezeigt, dass die Frequenzbereiche mit länderübergreifenden Zyklen des realen BIP auch jene mit gemeinsamen Zyklen des Kredit- und Immobilienpreiswachstums einschließen. Dies gilt auch innerhalb der Länder: Das reale BIP-Wachstum enthält auch zyklische Komponenten mit ähnlichen Längen, wie sie sich in den Wachstumsraten von Krediten und Immobilienpreisen finden.⁴⁰⁾ Das Schaubild auf Seite 73 untersucht die Korrelation zwischen realwirtschaftlichen Zyklen und Zyklen der Kredite beziehungsweise Immobilienpreise. Sie zeigt die Wavelet-Kohärenz zwischen den Wachstumsraten der beiden Kreditaggregate beziehungsweise der Immobilienpreise und jener des realen BIP. Diese ist ein Maß für die Stärke der lokalen Korrelation zweier Zeitreihen in Abhängigkeit von der Zeit und der betrachteten Zykluslängen und kann Werte zwischen null (keine Kohärenz) und eins (perfekte Kohärenz) annehmen.⁴¹⁾

In welcher Beziehung stehen Finanzzyklen zu Zyklen der realen Wirtschaftsaktivität?

Die Zyklen der Buchkredite an private Haushalte und an nichtfinanzielle Unternehmen weisen den Schätzungen zufolge starke Gemeinsamkeiten mit den Zyklen des realen BIP auf. Bei den längeren Zyklen dürfte dies insbesondere den mit zunehmender Wirtschaftsaktivität steigenden Finanzierungsbedarf der Wirtschaft widerspiegeln. Für Deutschland nimmt die Kohärenz der Zyklen mit Dauer zwischen zehn und 16 Jahren bei den Unternehmenskrediten im

Gemeinsamkeiten von Kredit- und Immobilienpreiszyklen mit Zyklen des realen BIP

³⁹ Evidenz für eine im Ländervergleich schwächere Synchronisation des deutschen Finanzzyklus mit dem Zyklus des Restes des Euroraums dokumentiert auch Europäische Kommission (2018), a. a. O.

⁴⁰ Zu diesen Ergebnissen siehe auch: M. Scharnagl und M. Mandler (2018), a. a. O.

⁴¹ Stark vereinfacht kann die Kohärenz mit der positiven Wurzel des R^2 einer Regression verglichen werden.

Zeitablauf ab. Dieses Ergebnis ist jedoch nicht sehr aussagekräftig, da die Zyklen mit der genannten Dauer für die Wachstumsrate der Unternehmenskredite nur eine untergeordnete Rolle spielen (siehe dazu das Schaubild und die Erläuterungen auf S. 66).

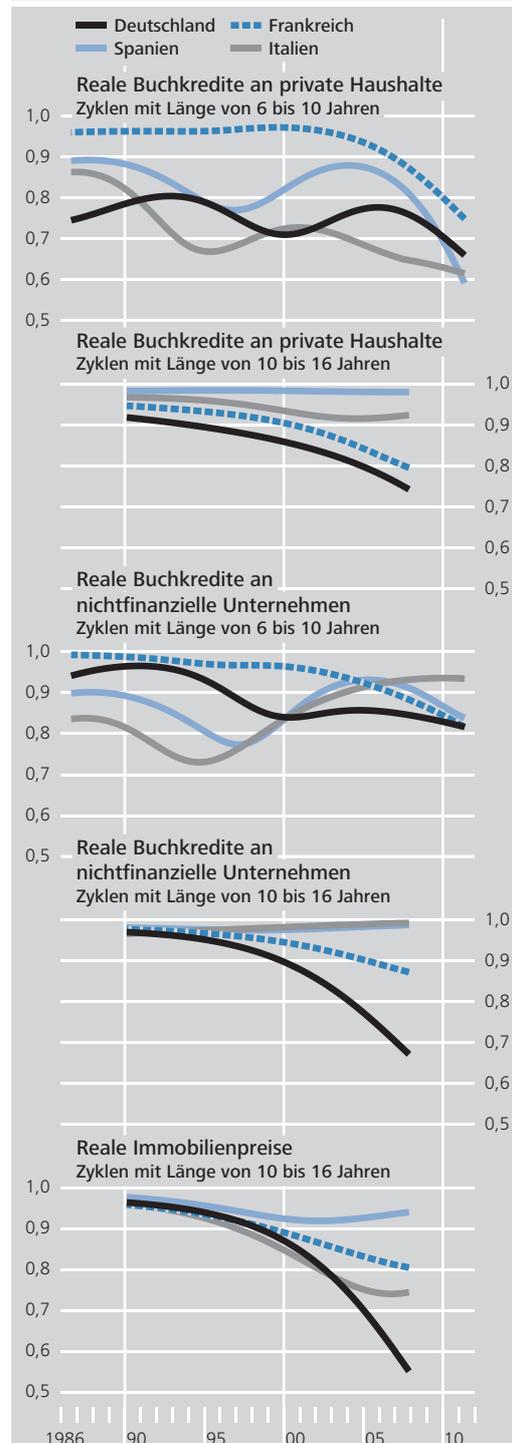
Die Kohärenz zwischen dem realen BIP-Wachstum und dem Wachstum der Immobilienpreise ist in Spanien stabil und nahe eins. In Italien, vor allem aber in Deutschland zeigt sich dagegen ein erkennbarer Rückgang der Kohärenz. In Deutschland könnte das Ergebnis unter anderem die schwache Dynamik der realen Immobilienpreise über die 2000er Jahre bei gleichzeitiger Beschleunigung des BIP-Wachstums ab 2003 widerspiegeln.⁴²⁾

Binnenwirtschaftliche Dimension des Finanzzyklus

Weitergehende Analysen zeigen, dass innerhalb von Frankreich, Italien und Spanien die beiden Kreditaggregate und die Immobilienpreise für Zykluslängen von zehn und mehr Jahren stark synchronisierte Schwingungen aufweisen. Demnach existiert in diesen Ländern eine weitere Dimension des Finanzzyklus, nämlich gemeinsame Zyklen verschiedener Variablen innerhalb eines Landes. Da die Variablen auf diesen Frequenzen auch eng mit Zyklen des realen BIP korreliert sind, kann gefolgert werden, dass Zyklen in der realen Wirtschaftsaktivität und Finanzzyklen möglicherweise interdependente Phänomene darstellen. In Deutschland findet sich ein ähnlicher Gleichlauf der Zyklen von Krediten und Immobilienpreisen jedoch nicht, das heißt, aus Sicht dieser Analyse lässt sich für Deutschland im Hinblick auf den Gleichlauf von Krediten und Immobilienpreisen bislang kein ausgeprägter Finanzzyklus nachweisen.

Wavelet-Kohärenz zwischen Kreditaggregaten bzw. Immobilienpreisen und realem BIP für ausgewählte Zykluslängen^{*)}

in %, vierteljährlich



Quellen: BIZ, Eurostat, EZB, IWF, OECD und eigene Berechnungen. * Mit BIP-Deflator deflationierte MFI-Buchkredite und Preise für Wohnimmobilien. Die Wavelet-Kohärenz ist ein Maß für die Stärke der Korrelation der Variablen mit dem realen BIP in Abhängigkeit vom Zeitpunkt und der Zykluslänge. Siehe die Erläuterungen auf S. 79. Durchschnittswerte über den angegebenen Bereich der Zykluslängen.

Deutsche Bundesbank

⁴²⁾ Siehe dazu auch die zyklische Komponente im Schaubild auf S. 70. In den Schaubildern auf S. 66 zeigt sich diese Entwicklung in einer im Vergleich zu den Immobilienpreisen wesentlich stärkeren Abschwächung des Power-Spektrums des realen BIP in dem genannten Frequenzbereich.

■ Einschätzung und Ausblick

Deskriptive Analyse-ergebnisse sind nicht als Kausalbeziehungen zu interpretieren

Die vorgestellten empirischen Ergebnisse für den Euroraum zeigen Korrelationen zwischen Variablen innerhalb einzelner Länder und über die Länder hinweg auf, erlauben jedoch keine unmittelbaren Aussagen über die kausalen Wirkungszusammenhänge. Zur Ableitung von Kausalbeziehungen, zum Beispiel zwischen realwirtschaftlichen Zyklen und Finanzzyklen, für die Identifikation der Ursachen solcher Zyklen und die Ableitung von Politikempfehlungen sind strukturelle Modelle erforderlich. Die aus der vorliegenden Analyse und anderen empirischen Arbeiten gewonnenen stilisierten Fakten dienen somit als Referenzpunkt für strukturelle Modellanalysen, das heißt, strukturelle Modelle sollten in der Lage sein, die zentralen Charakteristika von Finanzzyklen in den Daten und ihre Interaktion mit realwirtschaftlichen Zyklen zu reproduzieren.⁴³⁾

Bedeutung länderübergreifender Zyklen für Kredite und Immobilienpreise geringer als für die Konjunktur

Die wesentlichen empirischen Erkenntnisse der vorgestellten Analyse sind:

- Es gibt Hinweise auf länderübergreifende Zyklen im Wachstum von Kreditaggregaten und Immobilienpreisen.
- Insgesamt sind gemeinsame länderübergreifende Zyklen der Variablen jedoch weniger stark ausgeprägt als solche der realen Wirtschaftsaktivität. Dies deutet darauf hin, dass länderspezifische Zyklen für die Kreditentwicklung, insbesondere für die Kredite an private Haushalte, und die Immobilienpreisdynamik von erheblicher Bedeutung sind. In der Tat zeigen sich auf Länderebene bedeutende Fluktuationen in den Variablen, die nicht von den Schwingungslängen der ermittelten gemeinsamen Zyklen abgedeckt werden.
- Im Vergleich dazu ist die Abdeckung für Zyklen des realen BIP wesentlich größer, das heißt, der gemeinsame Euroraum-Konjunkturzyklus ist für die BIP-Entwicklung in den Mitgliedsländern bedeutsamer als der ge-

meinsame Finanzzyklus für die Dynamik der Kredite und Immobilienpreise.

- Die Zyklen der Kredite an private Haushalte und der Immobilienpreise in Deutschland weichen besonders stark von jenen der anderen Länder ab.⁴⁴⁾ Zusätzliche Analysen ergeben außerdem keine starken Anhaltspunkte für gemeinsame Kredit- und Immobilienpreiszyklen in Deutschland.

Diese Ergebnisse haben Implikationen für die angemessene Ausrichtung der makroprudenziellen Politik: Die Verantwortung für den Einsatz makroprudenzieller Politikmaßnahmen, wie etwa dem antizyklischen Kapitalpuffer, liegt im Euroraum grundsätzlich auf nationaler Ebene. Zugleich ist die makroprudenzielle Politik jedoch in ein internationales Regelwerk eingebettet. Für eine erfolgreiche Abstimmung im europäischen und internationalen Rahmen ist daher ein Verständnis über den Gleichlauf zwischen den nationalen Finanzzyklen unentbehrlich. Die Ausrichtung der makroprudenziellen Politik im Euroraum auf die länderspezifischen Entwicklungen wird von den vorgestellten empirischen Ergebnissen gestützt.

Ein weiteres wichtiges Ergebnis ist, dass Kreditwachstum, Immobilienpreisinflation und reales BIP-Wachstum in den untersuchten Ländern gemeinsame mittelfristige Schwankungen aufweisen. Daraus lässt sich schließen, dass Finanzzyklen und realwirtschaftliche Zyklen nicht als unabhängige Phänomene zu betrachten sind. Über die Richtung des kausalen Zusammenhangs, das heißt ob diese gemeinsamen Zyklen vorwiegend realwirtschaftliche oder finanzielle

Finanz- und realwirtschaftliche Zyklen als zusammenhängende Phänomene

⁴³ Mit den für Politikanalysen häufig verwendeten dynamischen allgemeinen Gleichgewichtsmodellen (DSGE-Modellen) ist dies derzeit nur eingeschränkt möglich, vgl.: Rünstler et al. (2018), a. a. O.

⁴⁴ Vgl. hierzu auch: B. Meller und N. Metiu (2017), a. a. O.; Schüler et al. (2017), a. a. O.; sowie Kunovac et al. (2018), a. a. O. Die Analyseverfahren können jedoch keine Aussagen über die Ursachen dieser Abweichungen machen. G. Rünstler und M. Vlekke (2018), a. a. O., und Rünstler et al. (2018), a. a. O., ziehen eine Verbindung zwischen im Ländervergleich geringeren Ausschlägen von Kredit- und Immobilienpreiszyklen in Deutschland und einem geringeren Anteil privaten Wohneigentums.

oder beide Ursachen haben, lassen die Ergebnisse jedoch keine Rückschlüsse zu. Es ist daher wahrscheinlich, dass Maßnahmen, deren Ziel in der Erhöhung der Widerstandsfähigkeit des Finanzsystems gegenüber systemischen Risiken besteht, auch realwirtschaftliche Auswirkungen haben.⁴⁵⁾ In diesem Fall kann es zudem zu Wechselwirkungen zwischen makroprudenzieller Politik und Geldpolitik kommen.⁴⁶⁾ Langfristig stärken makroprudenzielle Politikmaßnahmen durch das Setzen der richtigen Anreize und das Sicherstellen einer ausreichenden Risikotragfähigkeit im Finanzsektor die Rahmenbedingungen für eine stabilitätsorientierte Geldpolitik. Makroprudenzielle Politik sollte daher konsequent auf die Finanzstabilität ausgerichtet sein und nicht als Instrument zur Nachfragesteuerung auf nationaler Ebene umgedeutet werden.⁴⁷⁾

*Problem der
Echtzeit-
schätzung des
Finanzzyklus*

Makroprudenzielle Politik verfügt über verschiedene Instrumente, um systemischen Risiken aus exzessiven Boomphasen bei den Krediten und Vermögenspreisen entgegenzuwirken. Für den Einsatz dieser Instrumente benötigt sie Indikatoren, die eine zeitnahe Einschätzung der Risikolage erlauben und die deshalb mit möglichst geringer Verzögerung vorliegen sollten. Diese Indikatoren, wie zum Beispiel die Kredit/BIP-Lücke oder der in der Bundesbank verwendete Frühwarnindikator für systemische Finanzkrisen⁴⁸⁾, bauen auf den Ergebnissen empirischer Untersuchungen zu Finanzzyklen auf.⁴⁹⁾ Allerdings gilt es auch zu beachten, dass Finanzzyklusindikatoren als geschätzte Größen mit Unsicherheit verbunden sind. Dies gilt umso mehr, wenn sie für die Unterstützung politischer Entscheidungen in Echtzeit ermittelt werden und eine möglichst aktuelle Einschätzung liefern sollen.⁵⁰⁾ Studien zeigen, dass die mit Echtzeitschätzungen von Finanzzyklen verbundene Schätzunsicherheit relativ zur Amplitude der Zyklen eine vergleichbare Größe wie die von Schätzungen des Konjunkturzyklus beziehungsweise der Outputlücke aufweist.⁵¹⁾ Die Konstruktion geeigneter Indikatoren stellt deshalb

eine ähnliche Herausforderung dar wie die Schätzung der gesamtwirtschaftlichen Produktionslücke.

45 Vgl.: S. Eickmeier, B. Kolb und E. Prieto (2018), Höhere Eigenkapitalanforderungen für Banken reduzieren langfristig die Kreditvergabe nicht, Deutsche Bundesbank Research Brief, 22. Ausgabe – November 2018.

46 Obgleich sich langfristig Preis- und Finanzstabilität gegenseitig bedingen, kann es zu kurz- bis mittelfristigen Konflikten zwischen beiden Bereichen kommen. So können bspw. makroprudenzielle Instrumente zur Risikoeindämmung im Finanzsystem geldpolitischen Zielen kurz- bis mittelfristig entgegenwirken und geldpolitische Maßnahmen, z. B. über den Risikoneigungskanal, vorübergehend Belastungen für die Finanzstabilität bedeuten. Für eine ausführliche Analyse der Beziehungen zwischen makroprudenzieller Politik und Geldpolitik vgl.: Deutsche Bundesbank, Die Bedeutung der makroprudenziellen Politik für die Geldpolitik, Monatsbericht, März 2015, S. 41–76.

47 Vgl.: C. Buch (2014), Alter Wein in neuen Schläuchen? Die Ziele makroprudenzieller Regulierung, Rede beim Banken- und Unternehmensabend in der Hauptverwaltung der Deutschen Bundesbank in Bayern; sowie Deutsche Bundesbank (2015), a. a. O.

48 Vgl.: Deutsche Bundesbank, Finanzstabilitätsbericht 2018.

49 Z. B.: M. Drehmann und K. Tsatsaronis (2014), The Credit-to-GDP Gap and Countercyclical Capital Buffers: Questions and Answers, BIS Quarterly Review, März, S. 55–73.

50 Die Unsicherheit der Echtzeitschätzungen von Finanzzyklen enthält mehrere Bestandteile: Die erste Komponente ist die allgemeine Schätz- oder Parameterunsicherheit, die mit jeder ökonomischen Schätzung verbunden ist. Eine weitere Komponente bei der Verwendung von Filterverfahren ist die sog. Filterunsicherheit, die aus dem Fehlen zukünftiger Beobachtungen am oder in der Nähe des aktuellen Randes resultiert. In den Wavelet-Schätzungen zeigt sich dieses Problem in der Nicht-Interpretierbarkeit der Randbereiche. Dieses Problem kann durch Verwendung eines einseitigen Filters oder durch Verlängerung der Daten mit Prognosen teilweise umgangen werden. Beide Vorgehensweisen führen jedoch zu einer erhöhten Unsicherheit der Schätzergebnisse am aktuellen Rand. Weiterhin können auch Datenrevisionen dazu führen, dass sich Schätzungen des Finanzzyklus ex post als falsch herausstellen. Die Unsicherheit von Echtzeit-Schätzungen wurde in der Vergangenheit vor allem für Schätzungen der Outputlücke, d. h. der Abweichung des tatsächlichen realen BIP vom Gleichgewichts- oder Potenzialoutput, oder für Schätzungen der Beschäftigungslücke, d. h. der Abweichung der Arbeitslosenquote von der natürlichen Arbeitslosenquote, diskutiert. Siehe z. B.: A. Orphanides und S. van Norden (2003), The Unreliability of Output Gap Estimates in Real Time, The Review of Economics and Statistics, 85, S. 569–583; sowie A. Basistha und R. Startz (2007), Measuring the NAIRU with Reduced Uncertainty: A Multiple-Indicator-Common-Cycle Approach, The Review of Economics and Statistics, 90, S. 805–811.

51 Siehe dazu G. Rünstler und M. Vlekke (2018), a. a. O., sowie Rünstler et al. (2018), a. a. O. Diese Studien berücksichtigen Parameter- und Filterunsicherheit, nicht aber Datenrevisionen. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass multivariate strukturelle Zeitreihenmodelle mit einer geringeren Unsicherheit der Echtzeitschätzungen verbunden sind als univariate Filteransätze.

■ Anhang

Einführung in die Wavelet-Analyse

Die Wavelet-Analyse ist ein Instrument zur Analyse von Zeitreihen im Frequenzbereich.⁵²⁾ Sie stellt eine Weiterentwicklung der Spektralanalyse auf nichtstationäre Zeitreihen dar, wie sie in volkswirtschaftlichen Anwendungen häufig vorkommen. Während die konventionelle, auf der Fourier-Transformation beruhende Spektralanalyse von im Zeitablauf konstanter Bedeutung bestimmter Zykluslängen für die Varianz der Zeitreihe ausgeht – das Spektrum der Zeitreihe ist konstant –, lässt die Wavelet-Analyse Veränderungen des Spektrums im Zeitablauf zu. Dies gilt entsprechend auch für multivariate Analysen. Das heißt, die Wavelet-Analyse ist auch geeignet, Veränderungen im Zusammenhang zwischen Zyklen in mehreren Zeitreihen über die Zeit zu untersuchen. Üblicherweise werden für die Wavelet-Analyse trendbehafte Variablen in Jahreswachstumsraten transformiert.

Im Unterschied zur Fourier-Analyse, die auf Zyklen mit unendlichem Stützbereich beruht, verwendet die Wavelet-Analyse lokale Basisfunktionen mit endlichem Stützbereich. Die maximale Länge der Zyklen, die untersucht werden können, wird durch die Anzahl der Beobachtungen, das heißt die Länge der verwendeten Zeitreihen, begrenzt. Man unterscheidet die diskrete von der stetigen Wavelet-Transformation. Im Folgenden wird nur auf die stetige Transformation („continuous wavelet transform“: CWT) eingegangen.⁵³⁾ Ein Wavelet (Mutterwavelet) $\psi_{\tau,s}$ ist charakterisiert als „kleine“ Welle im Gegensatz zur Sinusfunktion als „großer“ Welle

$$\psi_{\tau,s}(t) = \frac{1}{\sqrt{|s|}} \psi\left(\frac{t-\tau}{s}\right).$$

Dabei repräsentiert s die Skala und τ die Lokalisierung in der Zeit. Das Wavelet, das heißt die Wellenfunktion, muss innerhalb eines bestimmten Bereichs von null verschieden sein, das heißt positive und negative Elemente (wellenartiges Verhalten) aufweisen, aber außerhalb dieses Bereiches gegen null tendieren, da es sonst keinen endlichen Stützbereich aufweisen würde. Das Mutterwavelet ψ kann gestaucht beziehungsweise gestreckt sowie über die Zeitachse verschoben werden, um Wellen mit unterschiedlicher Zykluslänge und zu unterschiedlichen Zeitpunkten abzubilden: Für die Analyse längerer Zyklen wird das Wavelet gestreckt, für die Analyse

kürzerer Zyklen gestaucht. Je größer der Skalierungsparameter s , desto stärker wird ψ auseinandergezogen, und umgekehrt. Die Wavelet-Analyse arbeitet folglich mit einer frequenzabhängigen „Fensterlänge“, das heißt, für längere Zyklen gehen mehr Datenpunkte in die Schätzung ein als für kürzere Zyklen.⁵⁴⁾

Im Rahmen der CWT wird sehr häufig eine spezifische Wavelet-Funktion, das sogenannte Morlet-Wavelet⁵⁵⁾, verwendet, die bestimmte wünschenswerte Eigenschaften besitzt. Das Morlet-Wavelet ist definiert als

$$\psi_{\omega_0}(t) = \pi^{-1/4} \left(e^{i\omega_0 t} - e^{-\frac{1}{2}\omega_0^2} \right) e^{-t^2/2}.$$

Der zweite Term in der Klammer ist für Werte von $\omega_0 > 5$ vernachlässigbar und entfällt damit im Folgenden, sodass

$$\psi_{\omega_0}(t) = \pi^{-1/4} e^{i\omega_0 t} e^{-t^2/2}.$$

Der erste Term ist ein Normalisierungsfaktor, der zweite Term eine komplexe Sinuskurve und der letzte Term die Gauss'sche Glockenkurve. Für $\omega_0 = 6$ erhält man eine für die Zerlegung einer Zeitreihe optimale Zeit-Frequenz-Lokalisierung. Außerdem ergibt sich bei diesem Wert eine direkte Beziehung zwischen Skala und Frequenz ($\omega \approx 1/s$).

52 Zur Frequenzdarstellung von Zeitreihen siehe die Erläuterungen auf S. 60 ff. Für eine Einführung in die Wavelet-Analyse siehe z. B.: A. Rua (2012), Wavelets in Economics, Economic Bulletin, Banco de Portugal, Summer, S. 71–79; oder L. Aguiar-Conraria und M. Soares (2014), The Continuous Wavelet Transform: Moving Beyond Uni- and Bivariate Analysis, Journal of Economic Surveys, 28, S. 344–375.

53 Im Gegensatz zur stetigen Transformation (CWT) wird bei der diskreten Transformation (DWT) das Wavelet nur um diskrete Zahlenwerte gestreckt bzw. verschoben. Im Extremfall des dyadischen Zweier-Ansatzes kommt beim Strecken der Faktor 2 zur Anwendung.

54 Zeitvariabilität kann in der konventionellen Spektralanalyse durch die sog. „Windowed“-Fourier-Transformation berücksichtigt werden. Dabei geht in die Berechnung des Spektrums nicht die gesamte Zeitreihe ein, sondern es werden nur Beobachtungen innerhalb eines Fensters mit gegebener Länge verwendet, welches entlang der Zeitachse verschoben wird. Die Anpassung der Fensterlänge in Abhängigkeit von der Frequenz in der Wavelet-Analyse führt dazu, dass sie im Vergleich dazu für niedrige Frequenzen eine höhere Auflösung in der Frequenzdimension, und für kurze Zyklen eine höhere Auflösung in der Zeitdimension erreicht, siehe: A. Rua (2012), a. a. O.

55 Morlet-Wavelets wurden eingeführt in: P. Goupillaud, A. Grossman und J. Morlet (1984), Cycle-Octave and Related Transforms in Seismic Signal Analysis. Geoscientific Exploration, 23, S. 85–102.

Das Morlet-Wavelet mit $\omega_0 = 6$ ist im nebenstehenden Schaubild dargestellt. Es kann als mittels Gauss-Funktion modulierte komplexe Sinuswelle bezeichnet werden, das heißt, das Wavelet entspricht im Zentrum einer komplexen Sinuskurve. Zu den Rändern hin nehmen die Ausschläge stetig ab und es konvergiert letztendlich gegen den Wert von null. Das Schaubild zeigt den Vergleich des Realteils des Morlet-Wavelets mit $\omega_0 = 6$ mit einer Kosinus-Welle mit Zykluslänge von 20 Quartalen.⁵⁶⁾

Das obere Schaubild auf Seite 78 zeigt, wie, nach Einsetzen des Morlet-Wavelets in die erste Gleichung, die Wavelet-Funktion durch die Veränderung von s gestreckt oder gestaucht (im Beispiel gestaucht) und durch die Veränderung von τ in der Zeit verschoben werden kann. Im Schaubild wird links die Skalierung des Morlet-Wavelets zur Anpassung an höhere Frequenzen dargestellt. Rechts ist die Verschiebung des Morlet-Wavelets entlang der Zeitachse abgebildet.

Die stetige Wavelet-Transformation einer Zeitreihe erhält man durch Projektion der Zeitreihe $x(t)$ auf die Wavelet-Funktion ψ ⁵⁷⁾

$$W_x(\tau, s) = \int x(t) \frac{1}{\sqrt{|s|}} \psi^* \left(\frac{t - \tau}{s} \right) dt,$$

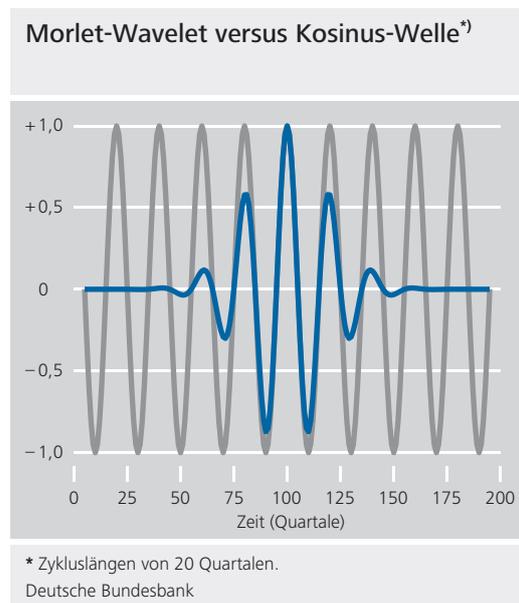
wobei * die komplex konjugierte Wavelet-Funktion anzeigt. Die Transformation wird für alle Kombinationen von Skalen s und Zeitpunkten t berechnet. Sie misst die Korrelation zwischen der Zeitreihe $x(t)$ und dem spezifischen Wavelet. Je ähnlicher beide sind, desto größer ist der Wert von $W_x(\tau, s)$.

Das Wavelet-Power-Spektrum (WPS) repräsentiert den relativen Beitrag der verschiedenen Zyklen zur Gesamtvarianz der Zeitreihe auf jeder Skala und zu jedem Zeitpunkt. Es ist definiert als

$$WPS_x(\tau, s) = |W_x(\tau, s)|^2.$$

Je größer der Wert des Power-Spektrums, desto bedeutsamer sind Fluktuationen im korrespondierenden Frequenzbereich zum entsprechenden Zeitpunkt.

Das untere Schaubild auf Seite 78 zeigt zur Illustration eine simulierte Zeitreihe, in der in Periode 50 ein Strukturbruch in der Zykluslänge von vier auf acht Jahre stattfindet. Das geschätzte Power-Spektrum auf Basis der Fourier-Transformation, das keine Zeitvariabilität erlaubt, zeigt beide Zyklen an. Es ist jedoch nicht erkennbar, ob im Gesamtzeitraum beide Zyklen nebeneinander vorliegen oder ob eine Ver-



änderung im Zeitablauf stattgefunden hat. Das WPS kann darüber Informationen liefern.⁵⁸⁾ Es ist als Heatmap dargestellt mit von Dunkel zu Hell ansteigenden Werten für das Power-Spektrum. Die geschwungenen Linien grenzen den sogenannten „Cone of Influence“ ein: In den Randbereichen liegen nicht genügend Beobachtungen vor, um die Wavelet-Koeffizienten präzise berechnen zu können, sodass nur Ergebnisse zwischen den beiden Linien interpretiert werden sollten. Die schwarzen weitgehend horizontalen Linien zeigen die bedeutsamen Zykluslängen (lokale Maxima des WPS) an. Es ist erkennbar, dass in der Mitte des Beobachtungszeitraums ein Strukturbruch aufgetreten ist.

Die Interaktion zweier Zeitreihen $x(t)$ und $y(t)$ kann mithilfe der Kreuz-Wavelet-Transformation analysiert werden

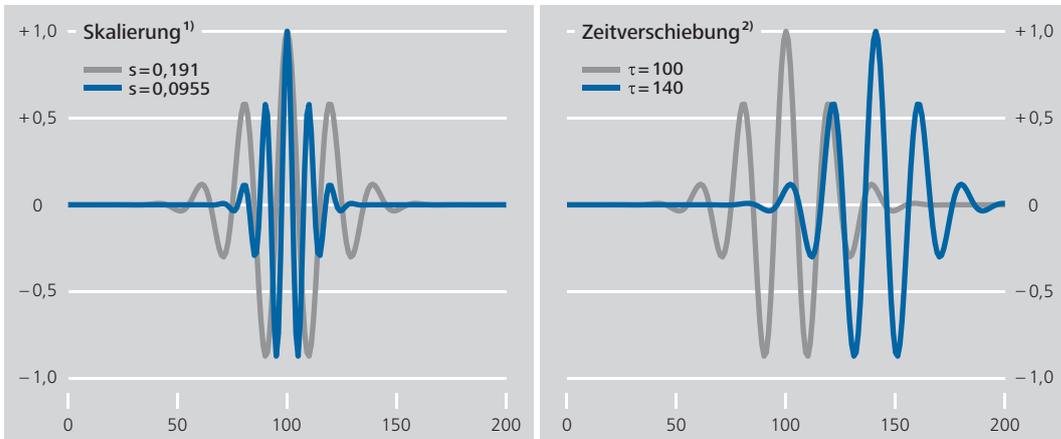
$$W_{xy}(\tau, s) = W_x(\tau, s)W_y^*(\tau, s).$$

Da das Morlet-Wavelet komplex ist, weist auch die Kreuz-Wavelet-Transformation komplexe Werte auf.

Dies erlaubt die Analyse der Phasenverschiebung beziehungsweise -differenz zweier Zeitreihen, das heißt

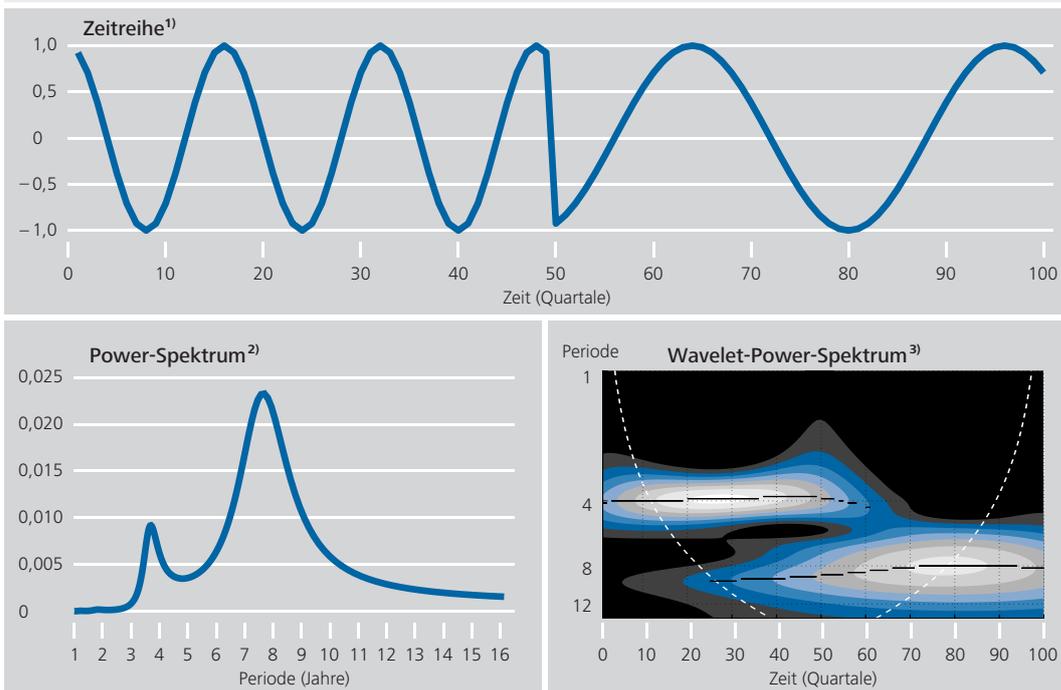
⁵⁶ Der Realteil des Morlet-Wavelets ist eine Kosinusfunktion (Eulersche Formel).
⁵⁷ Siehe: L. Aguiar-Conraria und M. Soares (2014), a. a. O.
⁵⁸ Die Schätzung des WPS wurde mit einer modifizierten Version der AST-Toolbox für Matlab durchgeführt: <https://sites.google.com/site/aguiarconraria/joanasoares-wavelets/>
 Siehe L. Aguiar-Conraria und M. Soares (2014), a. a. O.

Skalierung und Zeitverschiebung des Morlet-Wavelets



1 Skalierung des Morlet-Wavelets zur Anpassung an höhere Frequenzen. 2 Verschiebung des Morlet-Wavelets entlang der Zeitachse.
 Deutsche Bundesbank

Vergleich von Spektral- und Wavelet-Analyse



1 Simulierte Zeitreihe mit Zyklen mit einer Länge von vier Jahren bis Periode 50, danach mit einer Länge von acht Jahren. 2 Power-Spektrum ohne Berücksichtigung von Zeitvariation. 3 Die horizontale Achse zeigt die Zeit, die vertikale Achse die Schwingungsdauer an. Die dünnen schwarzen Linien markieren lokale Maxima des Power-Spektrums im Zeitverlauf, die geschwungenen weißen Linien markieren den Cone of Influence. Werte des Wavelet Power Spektrums steigen von dunklen zu hellen Farben an.
 Deutsche Bundesbank

Lead-Lag-Analysen. Der Phasenwinkel einer Zeitreihe ist definiert als

$$\varphi_x(\tau, s) = \tan^{-1} \left[\frac{\Im\{W_x(\tau, s)\}}{\Re\{W_x(\tau, s)\}} \right],$$

wobei $\Re\{W_x\}$ der reale und $\Im\{W_x\}$ der imaginäre Teil der Wavelet-Transformierten W_x ist. Der Phasen-

winkel gibt die Oszillationsposition der Zeitreihe für eine spezifische Zeit-Frequenz-Kombination an. Im bivariaten Fall betrachtet man die entsprechenden Angaben der Kreuz-Wavelet-Transformierten

$$\varphi_{xy}(\tau, s) = \tan^{-1} \left[\frac{\Im\{W_{xy}(\tau, s)\}}{\Re\{W_{xy}(\tau, s)\}} \right].$$

$\varphi_{xy}(\tau, s)$ bezeichnet die Phasendifferenz. Im Falle von $\varphi_{xy} \in (0, \pi)$ läuft die Zeitreihe $x(t)$ der Reihe $y(t)$ voraus. Die Phasendifferenz kann für eine gegebene Frequenz $\omega(s)$ in die entsprechende Zeitdifferenz umgerechnet werden

$$\Delta_{xy}^T = \frac{\varphi_{xy}}{\omega(s)}$$

Die Kohärenz kann als lokale Korrelation zweier Zeitreihen interpretiert werden. Sie ist definiert als

$$R_{xy}(\tau, s) = \frac{|W_{xy}(\tau, s)|}{\sqrt{|W_x(\tau, s)|^2} \sqrt{|W_y(\tau, s)|^2}}$$

Ein Maß für die Stärke gemeinsamer Zyklen mehrerer Zeitreihen ist die Kohäsion. Diese ist ein gewichteter Durchschnitt aller paarweisen Kombinationen der dynamischen Korrelation⁵⁹⁾

$$\text{coh}(\tau, s) = \frac{\sum_{i \neq j} w_i w_j \rho_{xy}(\tau, s)}{\sum_{i \neq j} w_i w_j}$$

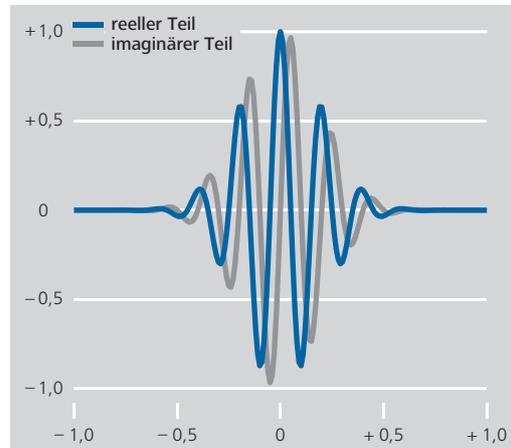
w_i und w_j repräsentieren die Gewichte der Zeitreihen $x(t)$ und $y(t)$.⁶⁰⁾ Die dynamische Korrelation ist definiert als

$$\rho_{xy}(\tau, s) = \frac{\Re(W_{xy}(\tau, s))}{\sqrt{|W_x(\tau, s)|^2} \sqrt{|W_y(\tau, s)|^2}}$$

wobei \Re den realen Teil der Kreuz-Wavelet-Transformation W_{xy} bezeichnet.⁶¹⁾

Die statistische Signifikanz von Kohärenz oder Kohäsion wird auf der Grundlage eines parametrischen

Reeller und imaginärer Teil



Deutsche Bundesbank

Bootstrap-Verfahrens getestet.⁶²⁾ Für jede Zeitreihe wird eine bestimmte Anzahl künstlicher Zeitreihen auf der Basis univariater ARMA-Modelle simuliert. Die entsprechende Nullhypothese unterstellt, dass die Zeitreihen nicht miteinander korreliert sind. Der Test basiert auf der simulierten Verteilung von Kohärenz und Kohäsion unter der Nullhypothese.

59 Siehe: A. Rua und A. Silva Lopes (2015), Cohesion Within the Euro Area and the US: A Wavelet-Based View, *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2014/2, S. 1–14.

60 In der Anwendung im Haupttext wird zur Gewichtung das reale BIP der Länder verwendet.

61 Siehe: A. Rua (2010), Measuring Comovement in the Time-Frequency Space, *Journal of Macroeconomics*, 32, S. 685–691.

62 Siehe: B. Cazelles, M. Chavez, D. Berteaux, F. Menard, J. Vik, S. Jenouvrier und N. Stenseth (2008), Wavelet Analysis of Ecological Time Series, *Oecologia*, 32, S. 287–304.